

**LA EVOLUCIÓN DE LOS SECTORES  
INDUSTRIALES EN ESPAÑA 1982-1992:  
UN ANÁLISIS CAUSAL BASADO EN LA  
TEORÍA DE M. KALECKI**

**TESIS DOCTORAL  
LUIS RUBIO ANDRADA  
1997**

**TESIS DOCTORAL DIRIGIDA POR**  
**FRANCISCA CEA D'ANCONA**  
**Departamento de Economía Aplicada**  
**Universidad Autónoma de Madrid**

**"Necesitamos la estadística no sólo para explicar las cosas, sino para saber con precisión qué es lo que hay que explicar."**

**J.A. Schumpeter 1954**

## **ÍNDICE**



Agradecimientos . . . . . 1

Introducción . . . . . 2

**PRIMERA PARTE: FUNDAMENTOS TEÓRICOS**

**Capítulo I    Antecedentes del modelo:**

**La Teoría de M. Kalecki**

1.0. Introducción . . . . . 10

1.1. Aspectos generales del trabajo  
      de Kalecki . . . . . 11

1.2. Fundamentos microeconómicos . . . . . 20

1.3. Distribución del producto . . . . . 23

1.4. Los determinantes de las ganancias . . . . . 37

1.5. Relaciones dinámicas . . . . . 44

1.6. Determinantes de la Inversión . . . . . 52

1.7. Conclusión . . . . . 59

**Capítulo II    Análisis Causal con variables  
                  latentes**

2.0. Introducción . . . . . 62

2.1.    Análisis    Causal:    Una    primera  
      aproximación

      2.1.1. Causalidad . . . . . 64

      2.1.2. Modelos causales: historia  
              relaciones entre variables y tipos

de modelos . . . . .	68
2.1.3. Características de los modelos causales con variables latentes . . . . .	71
2.2. Modelo de Medida	
2.2.1. Diferencias con el análisis factorial exploratorio . . . . .	75
2.2.2. Especificación del modelo . . . . .	83
2.2.3. Identificación del modelo . . . . .	90
2.2.4. Estimación de los parámetros	
2.2.4.1. Introducción a los métodos de estimación . . . . .	97
2.2.4.2. Estimación por el método de los mínimos cuadrados ponderados . . . . .	99
2.2.4.3. Estimación por mínimos cuadrados generalizados . . . . .	101
2.2.4.4. Estimación por máxima verosimilitud . . . . .	103
2.2.4.5. Algunas consideraciones prácticas . . . . .	107
2.2.5. Pruebas de significación . . . . .	109
2.2.5.1. Examen inicial de los parámetros . . . . .	109
2.2.5.2. Significación individual de cada parámetro . . . . .	111
2.2.5.3. Significación conjunta	

del modelo . . . . .	112
2.2.5.4. Alternativas para mejorar el ajuste . . . . .	116
2.2.6. Algunas precisiones . . . . .	117
2.3. Modelo de Estructuras de Covarianza LISREL	
2.3.1. Elementos teóricos . . . . .	120
2.3.2. Modelo matemático y su especificación . . . . .	132
2.3.3. Identificación, estimación y significación . . . . .	130
2.4. Modelo de Estructuras de Covarianza EQS	
2.4.1. Desarrollo matemático y supuestos . . . . .	136
2.4.2. Algunas consideraciones sobre las diferentes etapas de análisis . . . . .	139
2.5. Conclusión y relación entre los dos modelos de estructuras de covarianza . . . . .	141

**SEGUNDA PARTE: APLICACIÓN A LOS SECTORES**  
**INDUSTRIALES ESPAÑOLES**

**Capítulo III Metodología y descripción del  
modelo**

3.0. Introducción . . . . .	144
-----------------------------	-----

3.1. Objetivos y fases . . . . .	145
3.2. Comprobación del supuesto de competencia imperfecta . . . . .	147
3.3. Los datos . . . . .	150
3.4. Factores del modelo inicial . . . . .	156
3.5. Selección inicial de variables observables o indicadores . . . . .	160
3.6. Especificación de los modelos de medida y de estructuras de covarianza . . . . .	176
3.7. Identificación . . . . .	180
3.8. Criterios de modificación . . . . .	190

#### **Capítulo IV Modelos finales: principales resultados**

4.0. Introducción . . . . .	194
4.1. Marco General: la economía española en el período 1982-1992 . . . . .	196
4.1.1. Fases . . . . .	197
4.1.2. Evolución sectorial . . . . .	206
4.2. Resultados para los Modelos de Medida	
4.2.1. Año de referencia: 1984 . . . . .	212
4.2.2. Los otros modelos del período de análisis . . . . .	225
4.2.2.1. Continuación de la crisis: 1982-1984 . . . . .	225
4.2.2.2. Integración en la CE y recuperación industrial: 1985-1989 . . . . .	234

4.2.2.3. Crisis mundial y contención de la demanda interna: 1990-1992 . . . . .	257
4.3. Modelos de Estructuras de Covarianza	
4.3.1. Delimitación del análisis y pruebas de significación conjunta . . . . .	270
4.3.2. Soluciones de los modelos . . . . .	272
4.4. Análisis de Correlación Canónica	
4.4.1. Aspectos generales . . . . .	280
4.4.2. Resultados . . . . .	283

## Capítulo V Conclusiones

5.1. Relaciones de la Teoría de Kalecki . . . . .	300
5.2. Conclusiones sobre el comportamiento de los sectores industriales entre 1982 y 1992 . . . . .	304
5.3. Consideraciones metodológicas . . . . .	307

## APÉNDICES

### Apéndice I Base de Datos

A1.0. Introducción . . . . .	309
A1.1. Fuentes utilizadas . . . . .	310
A1.2. Diseño de la BDI: período temporal y variables . . . . .	316
A1.3. Estimación de valores ausentes . . . . .	330

<b>Apéndice II</b>	<b>Descriptiva de Variables</b>	
A2.1.	Variables empleadas en los modelos de medida y estructuras de covarianza . . . . .	345
A2.2.	Variables transformadas empleadas en el análisis de correlación canónica . . . . .	349
<b>Apéndice III</b>	<b>Correlaciones . . . . .</b>	<b>351</b>
<b>Apéndice IV</b>	<b>Resultados ANOVA . . . . .</b>	<b>362</b>
<b>Apéndice V</b>	<b>Descripción de las salidas de EQS</b>	
A5.1.	Modelos de Medida	
A5.1.1.	Resultados para el año 1984	
A5.1.1.1.	Modelo inicial . . . . .	365
A5.1.1.2.	Modelo final . . . . .	385
A5.1.2.	Resultados para el período de análisis: 1982-1992 . . . . .	393
A5.1.2.1.	Continuación de la crisis: 1982-1984 . . . . .	394
A5.1.2.2.	Integración en la CE y recuperación industrial: 1985-1989 . . . . .	396
A5.1.2.3.	Crisis mundial y contención de la demanda: 1990-1992 . . . . .	404
A5.2.	Modelos de Estructuras de Covarianza	
A5.2.1.	Resultado para 1984 . . . . .	408

A5.2.2. Resultado para 1987 . . . . . 409

A5.2.3. Resultado para 1989 . . . . . 410

A5.2.4. Resultado para 1992 . . . . . 411

**Bibliografía . . . . . 413**

**Glosario de términos . . . . . 435**

## **AGRADECIMIENTOS**

***En el desarrollo de mi carrera docente e investigadora, y por tanto de este trabajo, han influido de manera decisiva varias personas. Sobre todas ellas quiero mencionar a tres: el Profesor Gonzalo Arnaiz, que me brindó la oportunidad de impartir clase y me hizo reflexionar sobre la importancia de la Estadística en el campo de la Economía; el Profesor David Anisi, que me permitió entender un sinfín de conceptos económicos y estudiarlos desde un punto de vista crítico; y el Profesor José Eugenio Ortega, de la Facultad de Psicología, que me ha ayudado a comprender mejor el funcionamiento de nuestro «mundo académico».***

***En segundo lugar deseo mostrar mi agradecimiento a los compañeros de la Facultad que durante estos años han demostrado sincero interés por la evolución de este trabajo. Entre todos destaco a los profesores: Ignacio Cruz Roche, que en unos momentos de dilación y duda me dedicó su tiempo; Joaquín Vera, que hizo observaciones muy certeras para la elaboración de esta Tesis; Fernando Esteve, que me alertó sobre las ideas de Michal Kalecki; y Maximino Carpio; Juan Carlos García-Bermejo; Emilia Martínez Castro; José Miguel Rodríguez Antón; Juan San Román; Luis Enrique Alonso; Teresa Sanz; Charo Negueroles; Marta Sánchez-Infante y Esther Tabernero, entre otros.***

***En tercer lugar quiero rendir tributo a los compañeros del Departamento de Economía Aplicada que me han soportado con proverbial estoicismo en los últimos diez años. En especial a la Profesora Pilar Martín-Guzmán, que me ha ofrecido consideración, apoyo, rigor y sabia orientación para poder culminar esta larga tarea.***

***También agradezco a D. Pedro Revilla y D. Manuel Garrido del Instituto Nacional de Estadística el haberme proporcionado información esencial sobre la Encuesta Industrial y los Índices de Precios Industriales, al Profesor Ricardo Torrón sus valiosos consejos para mejorar el texto, y al Profesor Jean-Pierre Levy sus aclaraciones sobre el programa EQS.***

***Por último, mi gratitud más sincera a la Profesora Francisca Coa D'Ancona, que ha dirigido este trabajo con dedicación y entusiasmo, mostrándome que, aparte de ser una excelente profesional de la estadística, es mejor persona y amiga.***



## INTRODUCCIÓN

"las ideas económicas siempre son producto de su época y lugar; no se las puede ver al margen del mundo que interpretan. Y ese mundo evoluciona, hallándose por cierto en continuo proceso de transformación, lo cual exige que dichas ideas, para conservar su pertenencia, se modifiquen"

(J.K. Galbraith, 1987, p.11)

Alfred Marshall en "Principles of Economics" señalaba que «*La economía política estudia la humanidad en las actividades ordinarias de la vida*» (1890/1920, p.1). Este campo de conocimiento, así definido, es sumamente amplio. Sin embargo, existen muchos temas que tradicionalmente son considerados materia de estudio para la *Economía*. Entre éstos se hallan la inversión, el ciclo económico, la economía industrial y la distribución del producto. Cuatro problemas que, de una u otra forma, son objeto de atención de este proyecto de investigación, sobre todo el último de ellos.

El estudio de la **distribución** puede abordarse desde diferentes puntos de vista, según los objetivos que se persigan. De este modo, los trabajos que se interesan por esta materia suelen encuadrarse en uno de los siguientes epígrafes: distribución funcional -también llamada factorial- que se ocupa de la asignación de la renta -bajo la forma de sueldos, salarios, beneficios...- entre los diferentes grupos sociales -normalmente trabajadores y empresarios-; distribución personal, que estudia

el reparto de los ingresos entre los sujetos -en la práctica se fija en grupos de personas de renta similar-; distribución sectorial, que analiza el reparto entre y en los sectores productivos; y distribución espacial, que, a su vez, suele clasificarse en regional e internacional, y que se ocupa de asuntos como el desarrollo desigual.

La **distribución funcional**, que ha sido el nivel de análisis predominante en la historia del pensamiento económico -recuérdese que David Ricardo se refería a ella cuando afirmaba que era el *«principal problema de la economía»*-, ha sido estudiada desde diversas perspectivas. Kaldor -1956- menciona la existencia de cuatro grandes escuelas: clásica; marxista; neoclásica; y keynesiana. La primera -que incluye no sólo a autores clásicos, sino también algunos del siglo XX como Piero Sraffa- se erige sobre las teorías de David Ricardo. Éstas se fundamentan en dos grandes principios: el marginal -que sirve para justificar la asignación de rentas a los propietarios de tierras de cultivo-, y del excedente -que permite la división de la cantidad sobrante entre beneficios y salarios-. Además, se incluyen otros supuestos necesarios para la lógica del análisis: que los salarios permanezcan fijos y se gasten enteramente, y que las tasas de ganancia sectoriales sean iguales.

La segunda escuela -la marxista- es una adaptación del principio del excedente empleado en la primera. Sin embargo, difiere de ésta en varios aspectos: no acepta la existencia de rendimientos decrecientes y, por tanto, no establece la

distinción entre rentas y beneficios; considera la existencia de un tipo de salario fijo -en términos de mercancías, no de grano- establecido al nivel de subsistencia -dado que la oferta de trabajo, en condiciones normales, es superior a la demanda-; y por último, los empresarios acumulan capital no de forma voluntaria -mientras que la tasa de ganancia exceda un mínimo que permita compensar los riesgos y problemas de la actividad económica-, sino por pura necesidad de supervivencia ante la fuerte competencia establecida en los mercados.

La tercera escuela -la neoclásica- se divide, a su vez, en dos grandes grupos. El de las teorías de la productividad marginal -Marshall, Wicksell y Walras, entre otros- que utilizan el principio marginal del modelo de Ricardo, y, en cierto modo, lo llevan al límite. Consideran que la remuneración de cualquier factor productivo, en condiciones de competencia perfecta, es igual a su productividad marginal. Y, además, formalizan y generalizan otra idea de la economía clásica, la de sustitución entre «inputs». Suponen que los métodos de producción tienden a modificarse según lo hacen los precios relativos de los factores, utilizando mayor cantidad del factor que se abarata y menor del que se encarece.

El segundo grupo de esta escuela pensamiento, es el que comprende las explicaciones basadas en el llamado «grado de monopolio» -Lerner, Rothschild y Bain- que se desarrolla a partir de las teorías de la competencia imperfecta -Robinson y Chamberlin-. En general sostienen que los beneficios tienen un

elemento de carácter monopolista; esto es, un margen de beneficios superior al que se daría en situación de competencia perfecta -precio > coste marginal-.

La cuarta escuela llamada keynesiana -aunque «Keynes nunca estuvo interesado en el problema de la distribución como tal» (Kaldor, 1956, p.94)-, se caracteriza por aplicar el principio del multiplicador. Además exige, como condición de estabilidad, que la propensión al ahorro de los empresarios sea mayor que la de los trabajadores. En el caso límite, los perceptores de sueldos y salarios no ahorran, cumpliéndose la máxima de que «los capitalistas ganan lo que gastan, y los trabajadores gastan lo que ganan». Si se da esta circunstancia, se produce lo contrario de lo planteado por la escuela clásica: los salarios -y no los beneficios, que ahora quedan determinados por las propensiones a invertir y consumir de los empresarios- son rentas residuales.

**Michal Kalecki** aborda la distribución funcional desde una perspectiva, en cierto modo, ecléctica -si se acepta la clasificación de Kaldor<sup>1</sup>- dado que concilia elementos descritos en muchas de las escuelas mencionadas -clásica, marxista, grado de monopolio y keynesiana-. Su análisis se erige sobre el supuesto de competencia imperfecta y se aplica a las ramas industriales; así mismo se introduce en la explicación del ciclo económico general, donde la inversión desempeña un papel crucial.

---

<sup>1</sup> A este respecto conviene recordar que Kaldor situaba a Kalecki en el grupo de teorías del grado de monopolio (vid. op. cit. pag. 92).

También emplea conceptos como: grado de monopolio, capitalismo, competencia imperfecta, clase social... que pueden ser tratados como variables no observables -latentes- en una modelización causal.

Por tanto la Teoría de Kalecki es idónea para estudiar las implicaciones existentes entre las variables distributivas, los factores específicos que imperan en cada sector y/o mercado y la inversión. Conceptos y relaciones que pueden ayudar a comprender mejor la evolución sufrida por la industria española en un período crucial: los años comprendidos entre 1982 -ascenso al poder de los socialistas- y 1992 -actos de gran proyección internacional de España-. Esto se hace a través una serie de modelos causales que permiten recoger los efectos del ciclo económico general-, y que se contrastan empíricamente empleando datos de 81 sectores industriales. Es decir, los objetivos marcados son:

- 1°.- Comprobar si Kalecki tenía razón al señalar la importancia y el sentido de las relaciones existentes entre distribución, inversión y condiciones imperantes en el sector.
- 2°.- Si sobre aquellas tiene una incidencia decisiva el ciclo económico general.
- 3°.- Si la transformación de la industria española es coherente y puede explicarse, al menos en parte, con los cambios experimentados en la distribución funcional del producto.

La exposición del trabajo se estructura en tres partes bien diferenciadas: una primera denominada «**Fundamentos Teóricos**», que incluye los capítulos I y II, donde se repasan los elementos conceptuales empleados, tanto económicos como estadísticos; una segunda bautizada «**Aplicación a los Sectores Industriales Españoles**», que aglutina los capítulos III, IV y V, que se refiere a la modelización, interpretación de resultados empíricos y conclusiones; y una tercera que incorpora los **apéndices**, destacando entre ellos el de elaboración de la base de datos industriales.

En el **Capítulo I** se hace una exposición sintética de las ideas de Kalecki. Estás consideran que la economía opera en una situación alejada de la **competencia perfecta**, donde monopolios, oligopolios, cárteles, multinacionales y sindicatos, son fenómenos habituales. En este contexto se desenvuelven las **empresas industriales** que fijan un sobreprecio o **margen**, condicionado tan solo por las reglas que imperan en el mercado -grado de monopolio-, a sus costes medios variables. A partir de aquí se desarrolla una teoría de la distribución que ha influido notablemente en otras de corte postkeynesiano -véase M. Sawyer, 1985-.

Otros de los asuntos estudiados por Kalecki, como se señaló, son el **ciclo económico** y el crecimiento, que para él forman parte de un mismo proceso. Para los dos **las decisiones de inversión** son el verdadero detonante, que, a su vez, están determinadas por la tasa de ganancia -véase B. Trigg 1994-.

Dado que su teoría contiene elementos no observables directamente, puede integrarse en un **modelo causal con variables latentes**. En el **Capítulo II** se hace una descripción detallada de tres modelos de este tipo: **el de medida** -Jöreskog 1969-, **el de estructuras de covarianza LISREL** -Keesling 1972; Wiley 1973 y Jöreskog 1977- y **el de estructuras de covarianza EQS** -Bentler y Weeks 1979-. Éstos no se han utilizado mucho en el campo de la economía, salvo en la investigación comercial -Bagozzi 1980-.

En el **Capítulo III** se integran las principales ideas distributivas de Kalecki y las técnicas estadísticas mencionadas, para construir dos modelos, uno de medida y otro de estructuras de covarianza, de carácter general, que permiten cumplir los objetivos perseguidos.

En el **Capítulo IV** se examinan los resultados obtenidos en **once modelos de medida**, uno para cada año del período de análisis (1982-1992), y **cuatro de estructuras de covarianza**, uno para cada grupo de modelos de medida, que coinciden, además, con distintas fases del **ciclo económico**. El análisis de todos ellos se aborda como un ejercicio de **estática comparativa**, donde se comparan los valores registrados por los parámetros al variar el tiempo. Además, se hacen varios análisis de **correlación canónica** a modo de comprobación de los resultados alcanzados. Por último, se enumeran las principales conclusiones en el **Capítulo V**.

En el **Apéndice I** se describe la base de datos empleada. La antigua Encuesta Industrial es el cuerpo central de la misma,

dado que ha sido elaborada periódicamente -desde 1978 a 1992-. Pero también se utilizan fuentes estadísticas complementarias: información suministrada directamente por el Instituto Nacional de Estadística sobre la Encuesta Industrial e índices de precios industriales base 1990, Contabilidad Nacional, diferentes publicaciones del anterior Ministerio de Industria y Energía y algunas estimaciones propias y ajenas para resolver los problemas de ausencia de datos.

En los **Apéndices II, III y IV** se incluye la descriptiva de variables, la matriz de correlaciones y los resultados del análisis de la varianza efectuado para justificar la eliminación de algunos sectores industriales.

Por último, en el **Apéndice V** se describen detalladamente dos salidas del programa EQS, referidas a los modelos de medida inicial y final del año 1984, y, de forma menos extensa, las restantes.



# **PRIMERA PARTE: FUNDAMENTOS TEÓRICOS**

## **CAPITULO I**

### **ANTECEDENTES DEL MODELO:**

#### **LA TEORÍA DE M. KALECKI**

"Michal Kalecki, escribiendo en polaco -un descuido para nosotros- encontró fundamentalmente la misma solución que Keynes. Su versión de la Teoría general de la ocupación era menos rica que la de Keynes, pero en algunos aspectos más coherente al ajustar el análisis de la competencia imperfecta con el de la demanda efectiva, a la vez que establecía las bases para la teoría moderna de la distribución."

(J. Robinson, 1973, p.8)

#### **1.0. Introducción.**

El objetivo de este capítulo es hacer una sinopsis de los aspectos más relevantes de la ingente obra de M. Kalecki, que es una de las claves de este trabajo de investigación. No se pretende, por tanto, hacer una revisión exhaustiva de su teoría<sup>2</sup>, sino de las partes analíticas, y algunas afines, que serán empleadas en los modelos causales aplicados a la industria española.

Los trabajos de éste autor abarcan varias materias: distribución funcional de la renta, decisiones de inversión, ciclo económico, política económica, economía de guerra, crecimiento económico y planificación, entre otras. Aquí

---

<sup>2</sup> Hay varias publicaciones monográficas sobre el tema, baste citar las más conocidas de George R. Feiwel de 1975 y Malcolm C. Sawyer de 1985.

fundamentalmente se estudian las dos primeras -distribución e inversión- y parte de la tercera -ciclo-.

### 1.1. Aspectos Generales del Trabajo de Kalecki.

La obra de Michal Kalecki comprende un conjunto bastante numeroso de artículos y libros; Feiwel (1975/81) hace mención a casi 400, publicados entre 1927 y 1972 -véase Bibliografía-. Sin embargo, hay dos libros que contienen lo esencial de sus ideas. El primero de ellos es la **"Teoría de la dinámica económica: Ensayo sobre los movimientos cíclicos y a largo plazo de la economía capitalista"**, publicado en 1954. Éste texto mantiene los conceptos más importantes recogidos en otros anteriores: "Essays in the Theory of Economic Fluctuations" (1939) y "Studies in Economic Dynamics" (1944). El segundo, publicado póstumamente en 1971, es **"Ensayos escogidos sobre dinámica de la economía capitalista 1933-1970"**, y puede considerarse un resumen bastante fiel de sus trabajos. Es una recopilación de quince artículos que, posiblemente, son los más conocidos, comenzando por **"Proba teorii koniuntury"** (1933)<sup>3</sup>. Como señala el autor en la introducción a este compendio:

"Resulta interesante advertir que la teoría de la demanda efectiva, que ya apareciera claramente formulada en los primeros trabajos, permanezca inalterable en todos los escritos pertinentes, y que lo mismo sucede con mis concepciones acerca de la distribución del ingreso nacional. Sin embargo, hay una continua búsqueda de nuevas soluciones en el caso de la teoría de las decisiones de inversión, donde incluso el último artículo representa -para bien o

---

<sup>3</sup> Que ha sido traducido como un "Esquema de una teoría de ciclo económico".

para mal- un enfoque novedoso."

(Kalecki, 1971/77, p.8)

Después de acotar la ingente obra de Kalecki es conveniente repasar los rasgos más importantes de sus teorías para comprender porqué su trabajo se sitúa en un lugar alejado de la 'ortodoxia' representada, en los años treinta, por la llamada "Economía Neoclásica" marshalliana, y continuada, a partir de los cuarenta, por la keynesiana; la monetarista; y la llamada síntesis neoclásica. Desde un punto de vista metodológico (véase P. Kriesler, 1989) la obra de Kalecki tiene bastantes semejanzas con las de Marx y Ricardo.

Las características más sobresalientes del análisis kaleckiano sinteticamente son:

1ª) **El análisis opera en diferentes etapas:**  
inicialmente, en el análisis micro, se supone que la cantidad producida viene dada y se estudia la fijación de los precios y la distribución del producto. A continuación, los precios y la distribución se consideran dados y se estudian los determinantes de las decisiones de inversión. Por último, la inversión a través de los beneficios y los factores distributivos determinan el empleo y la producción, que será de nuevo tomada como dada en la primera etapa. Este proceso interactivo es similar al empleado en la Economía Política Clásica.

2ª) El análisis va de la microeconomía a la macroeconomía: aunque ambos aspectos son considerados interdependientes -no se hace mención expresa a este tipo de diferenciación en la más pura tradición clásica- se empieza estudiando el comportamiento en la fijación de precios de las empresas productoras de bienes acabados, para a continuación realizar una agregación para un sector de la industria manufacturera y extraer conclusiones sobre la participación de los salarios en el valor añadido sectorial. Así se siguen realizando sucesivas agregaciones, para finalizar obteniendo conclusiones sobre la distribución del producto en la economía nacional.

Sin embargo, a pesar de iniciarse el análisis en el nivel microeconómico, no se comparte la idea neoclásica de preeminencia de la microeconomía sobre la macroeconomía<sup>4</sup>. Para los neoclásicos la macroeconomía es una traslación mimética del comportamiento del consumidor. Para Kalecki, al igual que para Keynes, al trasladar el comportamiento de un individuo al conjunto de la sociedad, se cumple la

---

<sup>4</sup> Esta cuestión es de sumo interés metodológico no sólo para el ámbito de la llamada 'Ciencia Económica' sino para el de todas las Ciencias en general. K.R. Popper contraponía al método holístico, desarrollado por P. Duhem que suponía que los objetos no pueden entenderse como meros agregados de otros elementos, el individualismo metodológico que afirma que todo enunciado acerca de una colectividad debe ser en principio reductible a una serie de enunciados acerca de los individuos de que se compone la colectividad.

llamada falacia de la composición: por ejemplo, lo que es bueno para un empresario individual no tiene porqué ser bueno para el conjunto de la economía; una bajada de salarios por el deseo de aumentar los beneficios puede producir el efecto contrario dado que puede generarse una reducción de la demanda. Para Kalecki, como afirma P. Kriesler (1989), hay una estrecha interrelación explicativa entre los dos niveles: micro y macro.

3ª) **La economía opera en situación de competencia imperfecta:** los monopolios, los oligopolios, las prácticas colusorias, los cárteles, las multinacionales, el poder sindical y el exceso de capacidad productiva, son la manifestación habituales de la economía industrial del siglo XX. Esta situación parece contradictoria con el supuesto económico de competencia perfecta defendido por Marshall<sup>5</sup> y formalizado por Pigou<sup>6</sup>.

---

<sup>5</sup> Establecía la analogía entre una empresa y una familia: los hijos del fundador de una gran empresa son más débiles que el padre por haber crecido en medio de las comodidades que proporciona el dinero, y, en general, son menos capaces de acrecentar la fortuna familiar; debido a esto, el ritmo de expansión de las empresas tiene límites, por lo que según él, no puede darse el caso de empresas agigantadas que determinen los precios de una industria.

<sup>6</sup> Las empresas producen aquella cantidad de producto que resulta de la igualdad entre el coste marginal y el precio.

El supuesto de competencia perfecta<sup>7</sup> implica, entre otras cosas, que las empresas trabajan al cien por cien de su capacidad productiva<sup>8</sup>. Sin embargo, vista la situación de las economías occidentales en los años treinta, en que todas las empresas operan con exceso de capacidad, parece poco consistente seguir manteniendo esta suposición. Joan Robinson afirmaba que "la competencia tiende siempre a acabar consigo misma. En las prósperas industrias modernas, el número de empresas tiende constantemente a disminuir, y la competencia a transformarse en oligopolio" (1933/73, p. 16) y Edward Hastings Chamberlin señalaba que: "la competencia que se supone perfecta es en realidad imperfecta" (1933/56, p. 12).

4ª) **Se hace poco uso del concepto de equilibrio:** no se comparte la idea de equilibrio neoclásico que supone una situación de reposo donde no operan fuerzas

---

<sup>7</sup> Hay cuatro condiciones importantes que definen una situación de competencia perfecta: demandantes y oferentes han de tomar el precio como dado; el producto de cualquier vendedor en un mercado ha de ser homogéneo; existencia de libre movilidad de los recursos y todos los agentes deben tener un conocimiento completo y perfecto.

<sup>8</sup> En un mercado de competencia perfecta los empresarios fijan su volumen de producción en aquel punto donde maximizan los beneficios. Este se alcanza cuando se igualan los ingresos marginales  $I'$  y los costes marginales  $C'$ , siendo los ingresos marginales igual al precio  $p$ . Dado que el precio viene dado por el mercado lo que hacen es ajustar la producción hasta el punto del beneficio máximo. "De esta forma existe siempre una tendencia espontánea que empuja a las empresas hacia sus dimensiones óptimas... Bajo la competencia perfecta cualquier instalación en funcionamiento debería trabajar a tope" (J. Robinson, 1933/1973, p. 12).

internas en la economía que provoquen un cambio en la misma o como dice Schumpeter: "Si las relaciones derivadas de nuestro estudio de la 'significación' o el 'sentido' de un fenómeno son tales que determinan un conjunto de valores de las variables que no presenten tendencia a cambiar bajo la sola influencia de los hechos incluidos en esas relaciones per se, diremos que hay equilibrio" (1954/82, p. 1056).

Equilibrio es un término que rara vez se encuentra en la obra de Kalecki. Cuando se hace es en un sentido similar al de la tradición ricardiana y marxista; es un equilibrio de carácter hipotético que no tiene porqué ser alcanzado. Más bien, como señala M.C. Sawyer (1985, p. 191) podría describirse mejor como un análisis del no equilibrio.

5ª) **Interés en la evolución del sistema económico:** el análisis estático en una etapa posterior se convierte en dinámico. Algunas de las razones que hacen peculiar la teoría de Kalecki son "el ser explícitamente dinámica; tener en cuenta la distribución de la renta, así como su nivel; y establecer la importante distinción entre los pedidos de inversión y el desembolso de la inversión. La dinámica del modelo de Kalecki atrajo el interés inmediatamente" (Klein 1951, p.448, op. cit. en Feiwel 1975). Además, muy en la tradición marxista, creyó siempre en el comportamiento



cíclico del sistema económico.

Autores como A. Chilosi suponen que en Kalecki, "la teoría de la determinación de la renta es una especie de paso preliminar para la construcción de la teoría del ciclo económico, que es realmente el centro unificador de su diseño teórico global" (1989, p. 101). Se trata de explicar conjuntamente la tendencia y el ciclo en las economías desarrolladas, combinando dos relaciones: "una basada en el efecto de la demanda efectiva o real causado por la inversión en las ganancias y el ingreso nacional; y la otra que muestra la determinación de las decisiones de inversión por, hablando en sentido amplio, el nivel y la proporción del cambio de la actividad económica. La primera relación no abarca hoy cuestiones particularmente intrincadas. La segunda, según mi criterio, aún es la *pièce de résistance* central de la economía" (1971/84, p. 187).

6ª) **Ausencia de las herramientas analíticas y del lenguaje propios de la economía al uso.** Por el lado del consumo, no se emplea la función de utilidad, ni las curvas de indiferencia... del lado de la producción, no se trabaja con funciones de producción y, mucho menos, se cree que operen los rendimientos decrecientes (como defienden los economistas clásicos y neoclásicos). En términos de Kaldor (vid. Kaldor,

1956) no estaba de acuerdo con el principio marginal.

Este no uso de las herramientas propias del análisis neoclásico es debido en parte a la forma en cómo Kalecki se introdujo en el conocimiento de la economía: a través del estudio de las opiniones de economistas no ortodoxos como R. Luxemburgo y M. Tugan-Baranovsky. Se puede decir, en cierto modo, que Kalecki tenía cierta ventaja sobre economistas como N. Kaldor, R. Kahn y J.M. Keynes, "nunca había aprendido economía ortodoxa" (J. Robinson, 1973, p. 43). No tuvo que escribir frases como las contenidas al final del prefacio de la Teoría General:

"La redacción de este libro ha sido, para el autor, una prolongada lucha en la que trató de escapar a las formas habituales de expresión, y así debe ser su estudio para la mayor parte de los lectores, si el intento del autor tiene éxito, un forcejeo para huir de la tiranía de las formas de expresión y de pensamiento habituales. Las ideas aquí desarrolladas tan laboriosamente son en extremo sencillas y deberían ser obvias. La dificultad reside no en las ideas nuevas, sino en rehuir las viejas que entran rondando hasta el último pliegue del entendimiento de quienes se han educado en ellas, como la mayoría de nosotros."

(Keynes, J.M., 1936/1981, p.11)

**7ª) Utilización de conceptos propios del marxismo y de la tradición clásica:** en consonancia con lo enunciado en los seis puntos anteriores. Así la unidad de medida de la sociedad no son los individuos sino la clase social tal y como la entienden Ricardo y Marx, i.e. aquella que parte de la consideración de que la

desigualdad fundamental, hay que advertirlo, es la desigualdad en la propiedad de los recursos productivos (M. Friedman, 1962/82, p.26): si uno posee capital o alquila su fuerza de trabajo a los poseedores del mismo. Esto, además, hace que la distribución de la renta sea estudiada desde un punto de vista funcional.

**8ª) Papel primordial de la teoría de la distribución funcional y la inversión** -que es la llave de la terminación del nivel de demanda y el crecimiento-. En esto hay una coincidencia, por un lado con la opinión de Ricardo de que el entendimiento de la distribución de la renta es el principal problema del análisis económico, y, por otro, con la teoría de la demanda efectiva de Keynes.

En resumen, la teoría de Kalecki está anclada en la tradición clásica y marxista, presentando puntos de coincidencia con la escuela keynesiana. Tiene como piezas centrales la distribución de la renta y el comportamiento de la inversión, para a partir de éstas explicar el comportamiento del sistema económico y sus variables relevantes. Su análisis parte del comportamiento de la empresa (nivel microeconómico), pasando a continuación al estudio de la economía en su conjunto (nivel macroeconómico), todo ello en un mercado donde lo común es la competencia imperfecta. Inicialmente su teoría es estática para acabar siendo netamente dinámica (teoría del ciclo económico).

## **1.2. Fundamentos microeconómicos.**

Como se ha señalado, Kalecki comienza analizando el comportamiento de las empresas, pero sólo el de aquellas que producen bienes acabados. A este respecto se consideran dos tipos de empresas según el tipo de bienes que elaboran, aquellas que generan artículos acabados y las que aportan materias primas y productos agrarios. Esta distinción es pertinente debido a la diferente forma en que se comportan los precios de los dos tipos de bienes.

A corto plazo los precios de los bienes varían de dos maneras: en primer lugar están aquellos que lo hacen ante cambios en la demanda, que se corresponden con los de materias primas y productos agrarios; y, en segundo lugar los que en su variación intervienen las transformaciones en los costes de producción, que son los de artículos acabados. "No es que los precios de los artículos acabados no reciban la influencia de cualquier variación de los precios de las materias primas que haya sido 'determinada por la demanda', sino que dicha influencia se transmite vía los costos" (Kalecki, 1954/73, p.11).

Esta clasificación refleja condiciones de oferta diferentes para los dos tipos de bienes. Debido a que se opera

con exceso de capacidad productiva<sup>9</sup> la oferta de los artículos acabados es completamente elástica<sup>10</sup>: varía la cantidad producida ante presiones de la demanda sin que lo hagan los precios, estos sólo lo hacen ante las alteraciones de los costes. Para las materias primas y los productos agrícolas la oferta es inelástica, y la presión de la demanda se transmite automáticamente a los precios; aunque en la variación de estos puede haber algún elemento especulativo.

Tras esta acotación, se considera una empresa 'i' productora de un solo bien acabado, dentro de un sector industrial 'j' que posee un equipo productivo dado, es decir un cierto stock de capital. Esta empresa tiene una función de oferta elástica<sup>11</sup> debido a que no funciona a plena capacidad productiva:

$$u_{ij} = Y_{ij} / Y_{pij} < 1 \quad (1.1.)$$

---

<sup>9</sup> Respecto al supuesto de que las empresas de bienes acabados operan casi siempre con exceso de capacidad productiva, piénsese que dicha teoría fue formulada en los años treinta donde lo común eran los procesos deflacionarios propios de la crisis del 29. En los años siguientes al hundimiento de la bolsa de Nueva York se produjo una reducción del 38% de la producción industrial mundial que multiplicó el número de parados a 6 millones en Alemania, 3 millones en Gran Bretaña y a 12 millones en Estados Unidos, a la vez que se generaba una reducción del comercio mundial del 80%. En esta situación todas las empresas operaban en una situación de exceso de capacidad.

<sup>10</sup> Esta idea ya había sido utilizada por P. Sraffa en 1926.

<sup>11</sup> Esto equivale a considerar la existencia de rendimientos constantes en la función de producción, que es uno de los supuestos básicos de la economía postkeynesiana, véase D. Anisi, 1984, p. 123.

siendo  $Y_{ij}$  el volumen de producción de la empresa,  $Y_{pij}$  su producción potencial y  $u_{ij}$  el grado de utilización de la capacidad productiva de la empresa, que es menor que la unidad. Además los costes directos de producción -materias primas y salarios- por unidad producida  $C_{vij}^*$  -a partir de ahora se llamarán costes variables medios<sup>12</sup> - no se modifican con la producción:

vi:

!.2.

La empresa  $i$  fija el precio del bien que produce  $p_{ij}$  teniendo en cuenta sus costes variables medios y los precios fijados por las empresas rivales dentro del sector. Esta idea queda recogida en la siguiente combinación lineal:

Siendo  $p_j$  el precio medio ponderado del sector donde opera  $i$ ;  $m_{ij}$  y  $n_{ij}$  los dos coeficientes de la relación lineal que cumplen las

---

<sup>12</sup> Unos breves comentarios sobre los costes variables o costes unitarios. Lo que Kalecki consideraba costes directos de producción no incluían los sueldos: la retribución bruta en dinero o en especie de los empleados y subalternos, que para él eran una parte, cada vez más importante, de los gastos generales. Respecto a lo que denomina materias primas, aunque no explica detalladamente que conceptos se han de incluir en este epígrafe, supondremos que se refiere a los consumos intermedios en materias primas y energía, quedando excluido aquella parte de los inputs que se denominan genéricamente servicios adquiridos a terceros, tanto sean de carácter industrial (trabajos a contrata o comisión, reparaciones, mantenimiento, asistencia técnica, investigación...) o de carácter no industrial (alquileres, publicidad, estudios de mercado, gastos bancarios corrientes, transporte, comunicaciones...), que podrían considerarse gastos generales y fijos para cualquier volumen de producción del período.

restricciones:

$$\begin{aligned} m_{ij} &> 0 \\ 0 &< n_{ij} < 1 \end{aligned}$$

En el caso límite en que  $p_{ij} = p_j$ , para que se cumpla la igualdad (1.3.),  $n_{ij}$  necesariamente debe ser menor que uno si se verifica la otra restricción de  $m_{ij} > 0$ .

Es conveniente aclarar que los "coeficientes  $m$  y  $n$ , que caracterizan la política seguida por la empresa en cuanto a la fijación de precios, reflejan lo que puede llamarse el *grado de monopolio* en el que la empresa se sitúa" (Kalecki, 1943/54/71, p. 13). Esto quiere decir que  $m$  y  $n$  vienen a representar la capacidad de maniobra que tiene la empresa para fijar el margen de beneficios: cuanto menores sean los costes variables medios en relación a los de las empresas competidoras, y mayor sea la cuota de mercado atribuible a la misma -esto es mayor peso en la fijación del precio medio ponderado-, más grande será el margen con el que se satisfacen los costes generales y los beneficios.

### 1.3. Distribución del producto

Después de estudiar cómo fija el precio una empresa que fabrica bienes acabados, se procede a realizar una agregación para el conjunto de empresas que producen artículos similares. De este modo se considera la formación del precio medio sectorial  $p_j$ . En el caso más general, y al mismo tiempo el más ajustado a

la realidad, cada empresa tiene unos valores de  $p_{ij}$ ,  $m_{ij}$ ,  $n_{ij}$  y  $C_{vij}^*$  diferentes. Es pues necesario ponderar tomando los valores de producción de cada empresa para hallar los promedios  $n_j$ ,  $C_{vj}^*$  y  $p_j$  y los costes variables totales de cada empresa para determinar  $m_j$ .

Así se obtiene la expresión para el sector  $j$ :

$$p_j = m_j C_{vj}^* + n_j p_j$$

despejando de la misma  $p_j$ :

$$p_j = \frac{m_j}{1-n_j} C_{vj}^* = q_j C_{vj}^* \quad (1.4.)$$

Además se verifica que a medida que aumenta el grado de monopolio el cociente  $q_j$ <sup>13</sup> se eleva. Esto es, siendo  $\xi$  el grado de monopolio -que en el análisis causal es una variable latente-, se cumple:

$$q = f(\xi) \quad (1.5.)$$

$$dq/d\xi > 0 \quad (1.6.)$$

La idea de grado de monopolio ha sido bastante criticada dado que inicialmente se adoptó la medición de Lerner. Éste proponía como medida del poder monopolista, en el caso de

---

<sup>13</sup> A partir de ahora lo llamaremos margen o sobreprecio, dado que creemos que refleja mejor el sentir de Kalecki y se evita la confusión con el grado de monopolio del que es meramente una manifestación.



tener una curva de costes horizontal (véase Lerner 1934, p. 169) la expresión  $(p - C')/p$ , siendo  $p$  el precio y  $C'$  el coste marginal. Esta relación se hace igual a cero en el caso de competencia perfecta dado que  $p = C'$ . Si se observa esta fórmula, y se reemplazan los costes marginales por los ingresos marginales, la expresión es la inversa de la elasticidad de la demanda para el producto de una empresa<sup>14</sup>. En el caso de exceso de capacidad productiva los costes variables medios son iguales a los costes marginales y la expresión de Lerner queda igual a  $1 - C_v^*/p = 1 - 1/q$ .

Kaldor en "Teorías Alternativas de Distribución" sitúa a Kalecki dentro de las teorías neoclásicas de distribución llamadas de grado de monopolio. Empieza diciendo que "Kalecki construyó sobre este supuesto [competencia imperfecta] una teoría de la distribución simplificada, donde la participación de los beneficios en el producto esta determinada solamente por la elasticidad de la demanda" -expresión de Lerner-; y continua señalando que "No hay evidencia que las empresas de mercados imperfectos fijen sus precios en referencia a las elasticidades de sus funciones de venta, o que en el corto plazo el precio sea el producto de un intento deliberado de maximizar beneficios teniendo en cuenta una renta independiente y una función de costes. Ciertamente la noción de curva de demanda para los productos de una sola empresa es ilegítima si los precios imputados por las diferentes empresas no pueden considerarse

---

<sup>14</sup> De acuerdo con el teorema fundamental de la competencia imperfecta -relación de Amoroso-Robinson-  $I' = p (1 - 1/\eta)$ , despejando de la misma se obtiene  $1/\eta = (p - I')/p$ .

independientes unos de otros" (Kaldor 1955-56, p.92). Kalecki, ante críticas como las anteriores, decide optar por el desarrollo descrito con anterioridad.

La relación que existe entre el precio medio y el coste variable medio del sector es análoga a la que hay entre los ingresos monetarios totales  $Y_{mj}$  y los costes variables  $C_{vj}$  (esto se comprueba fácilmente si se multiplican los dos extremos de la igualdad 1.4. por la producción sectorial  $Y_j$ ); i.e.

$$Y_{mj} = q_j C_{vj} \quad (1.7.)$$

De este modo el nexo entre los ingresos monetarios totales y los costes variables medios se establece a través del margen, que aumenta o disminuye según lo hace el grado de monopolio -1.5. y 1.6.-. "Debe recordarse que todos los resultados aquí obtenidos están sujetos al supuesto de que la oferta es elástica. Cuando las empresas lleguen a producir al total de su capacidad práctica, todo nuevo aumento de la demanda ocasionará una elevación por encima del nivel indicado en las consideraciones anteriores. No obstante, dicho nivel podría mantenerse durante algún tiempo mientras la empresa deje que se acumulen los pedidos" (Kalecki, 1943/54/71, p.64).

Si se considera la identidad contable:

$$Y_{mj} = C_{vj} + C_{fj} + B_j =$$

$$= M_j + W_j + C_{fj} + B_j \quad (1.8)$$

Esto es, los ingresos monetarios del sector  $Y_{mj}$  son iguales al coste de las materias primas  $M_j$  más los costes salariales  $W_j$ , los costes fijos  $C_{fj}$  y los beneficios  $B_j$ . Igualando 1.8. y 1.7.:

$$M_j + W_j + C_{fj} + B_j = q_j (M_j + W_j)$$

de donde:

$$C_{fj} + B_j = (q_j - 1) (M_j + W_j)$$

Si se define el valor añadido sectorial  $VA_j$  como:

$$VA_j = Y_{mj} - M_j = W_j + C_{fj} + B_j$$

se tienen los valores de las participaciones de los salarios<sup>15</sup> y los beneficios en el valor añadido:

$$b_j = B_j/VA_j = \frac{\{(q_j - 1) (s_j + 1) - (C_{fj}/W_j)\}}{\{(q_j - 1) (s_j + 1) + 1\}} \quad (1.9.)$$

$$t_j = W_j/VA_j = \frac{1}{\{(q_j - 1) (s_j + 1) + 1\}} \quad (1.10)$$

---

<sup>15</sup> Kalecki tan solo desarrolla la expresión de la participación de los salarios en el valor añadido. Piénsese que estaba interesado, entre otras cosas, en explicar la Ley de Bowley: la constancia en la participación de los salarios en el producto.

Siendo  $s_j$  el cociente entre el coste de las materias primas y los costes salariales  $M_j/W_j$ .

La expresión (1.9.) refleja que la participación de los beneficios en el valor añadido crece con el margen -aumenta con el *grado de monopolio*-, disminuye con el incremento de los costes fijos y se eleva cuando lo hace el cociente  $s_j$ . La ecuación (1.10.) implica que la participación de los salarios en el valor añadido de la industria crece de manera inversa al margen y al cociente entre el coste de las materias primas y los costes salariales.

Los resultados obtenidos sobre la distribución del valor añadido entre salarios y beneficios, partiendo del comportamiento de las empresas en la fijación de sus precios, sirven para todos los sectores industriales. Seguidamente, las conclusiones obtenidas para aquellos se trasladan primero al conjunto de la industria, después a un grupo más amplio de actividades con un esquema de formación de precios similar al descrito, que incluye, además de la industria, la construcción, el transporte y los servicios.

Al ir haciendo sucesivas agregaciones, las modificaciones en  $b$  y  $t$  se deben no sólo a los cambios producidos en los factores recogidos en las expresiones (1.9.) y (1.10.), sino que además reflejan los generados en la estructura sectorial del valor añadido (cambios en el volumen de los componentes y en

los precios relativos). "En términos generales puede concluirse, por lo tanto, que el grado de monopolio, la relación entre los precios de las materias primas y los costos-salario por unidad producida y la estructura industrial son los determinantes de la participación relativa de los salarios en el ingreso bruto del sector privado" (Kalecki, 1954/73, p. 31).

Se supone que el *grado de monopolio* tiene una tendencia a aumentar a largo plazo. Esta opinión también es compartida por la llamada Escuela del Capital Monopolista, que en cierta forma se ha identificado con la figura de Kalecki, y cuyos máximos representantes son: Joseph Steindl, Paul Baran, Paul Sweezy, Keith Cowling y Amitava Dutt, entre otros. Estos autores han desarrollado la teoría de un progresivo aumento en el grado de monopolio que, con la constancia en el cociente entre el coste de las materias primas y los costes salariales (vid. Cowling, 1982), provoca una tendencia hacia el crecimiento de la participación de los beneficios en el producto. Esta tendencia a un progresivo aumento del margen y de la participación de los beneficios en el producto ( $b = B/Y$ ) parece no encajar con el supuesto marxista de una tasa de ganancia sobre capital ( $r = B/K$ ) decreciente. Incompatibilidad aparente que se resuelve al considerar que los beneficios no se realizan por un colapso de la demanda efectiva. Colapso que es debido a que el exceso de capacidad productiva ( $u < 1$ ) propio de las situaciones de competencia imperfecta restringe la tasa de inversión. Esto se puede ver fácilmente utilizando la expresión:

$$r = b * u / v \quad (1.11.)$$

donde  $r$  es la tasa de ganancia o tipo de beneficio,  $b$  la participación de los beneficios en el producto y  $v$  la relación capital-producto. Considerando esta expresión se demuestra la compatibilidad entre una  $b$  creciente con una  $r$  decreciente, a través de un aumento en el exceso de capacidad productiva (reducción del valor de  $u$ ) o un progresivo incremento de la relación capital-producto (aumento de  $v$ ).

Además, se tiene la misma opinión sobre los costes fijos o gastos generales: tienen una propensión a aumentar su participación en el valor añadido. Sin embargo, no se realizan generalizaciones similares sobre  $s$  -cociente entre el coste de las materias primas y los costes salariales- a diferencia de los seguidores de la Escuela del "Capital Monopolista", y sobre la estructura industrial. En cualquier caso, por la indefinición de estos dos elementos no se puede anticipar nada sobre la tendencia de la distribución a largo plazo.

El *grado de monopolio* cambia por una serie de factores. El principal de todos es la tendencia a la concentración en la industria. El proceso de competencia entre las empresas dentro de un sector hace que haya una inclinación hacia la coexistencia de pocas empresas de gran tamaño (oligopolio), que establecen acuerdos para la fijación de precios por encima de los que se generarían en un proceso de competencia perfecta, e incluso, llegan a la constitución de un "cártel" o un "trust". Esta tesis,

de la progresiva concentración en la industria, ha sido defendida por muchos economistas, como muestra baste citar a dos: Galbraith<sup>16</sup> y Hannah<sup>17</sup> .

El segundo elemento determinante de las alteraciones del grado de monopolio, elemento que con posterioridad ha sido citado por autores como Galbraith<sup>18</sup>, es el desarrollo de las ventas por medio de la publicidad. Este factor es de especial importancia en la actualidad, cuando, de manera mucho más acentuada que en los años cuarenta (época en la que Kalecki lo menciona por primera vez), gran parte de las actuaciones de la "salida, voz y lealtad" de los consumidores (véase Hirschman 1970) dependen de los anuncios de la televisión, de la publicidad por correo, telefónica... Todas estas actividades hacen que se

---

<sup>16</sup> "No hay indicios de una reducción de la tendencia, bien hacia compañías más y más grandes, o bien a que éstas tengan una participación mayor en el producto." (J. K. Galbraith, 1967/84, p.127) .

<sup>17</sup> "Es una trivialidad que a lo largo del presente siglo la industria Británica ha sido testigo de una transformación desde una estructura desagregada, donde predominaban empresas pequeñas y competitivas, a una estructura concentrada dominada por grandes, y a menudo monopolistas, corporaciones. En la actualidad, las 100 primeras sociedades contabilizan en torno al 40 por ciento del producto total manufacturero, mientras que a final de siglo (XIX) las 100 mayores firmas probablemente apenas contabilizaban el 15 por ciento de la producción. Las grandes empresas de hoy día han alcanzado este aumento de su poder económico relativo, en parte debido a su propia expansión interna, y, en parte, a la absorción y a la eliminación de pequeños rivales. El número de pequeñas empresas, con 200 o menos trabajadores, que eran solamente alrededor de 136.000 en 1935 se habían reducido a 60.000 en 1963" (L. Hannah, 1976/1983, p.1) .

<sup>18</sup> "El efecto general de la organización de ventas, definido del modo más amplio, consiste en desplazar el centro de decisión de la compra de bienes del consumidor substraído al control de la empresa a un nuevo consumidor controlado por la empresa" (op. cit. p.296) .

eleve el *grado de monopolio* dado que las empresas pueden fijar precios superiores que los que se derivarían de su estructura de costes y de su cuota de mercado; así mismo, es necesario elevar el margen para financiar unos mayores gastos. Galbraith también menciona el hecho de que hay una estrecha asociación entre la concentración industrial y el aumento de la publicidad (el incremento de ésta hace que aumente aquélla), relación que no se hace explícita en los escritos de Kalecki.

El tercer componente es el paulatino aumento de los gastos generales -costes financieros, retribución del personal de oficina...- respecto a los costes variables, que inicialmente opera comprimiendo los beneficios. La tendencia a la contracción de los beneficios hace que los empresarios se vean impelidos a elevar el margen para poder recuperarlos. Esto suele suceder en una fase concreta del ciclo, en la depresión, y de esta forma en ésta se produce un crecimiento en el *grado de monopolio*: es decir, un aumento en el margen.

Se mantiene por tanto que el margen de beneficios cambia en sentido inverso a las variaciones en la producción. Es decir, aumenta en la recesión y disminuye en la recuperación. Esta idea es contraria a las tesis de Harrod que sostiene exactamente lo contrario<sup>19</sup>.

---

<sup>19</sup> Harrod, además de los libros de dinámica económica y crecimiento, escribió un artículo, "Doctrines of Imperfect Competition" (1934), donde se sumarizan los elementos esenciales de las teorías de Edward Chamberlin y Joan Robinson sobre competencia imperfecta.



Por último, la mayor fuerza de los sindicatos hace que se reduzca el *grado de monopolio*. El proceso de negociación colectiva puede resolverse, en el caso de que el poder sindical sea grande, haciendo que la tasa de variación de los salarios absorba el crecimiento de la productividad y de los precios. Así el margen se mantendrá a su nivel inicial, e incluso inferior a éste si los salarios crecieran por encima del nivel señalado.

Kalecki nunca desarrolló un modelo formal sobre la actividad de los sindicatos (vid. Henley, 1990, cap. 4). Pero reconoció su importancia debido, en parte, al auge que este tipo de instituciones en los años treinta y después de la Segunda Guerra Mundial. La relevancia de este factor ha sido puesta de manifiesto en casi toda la literatura postkeynesiana<sup>20</sup>. Este tipo de organizaciones, mediante un proceso de negociación con la patronal, lograrán realmente su objetivo: obtener una mayor proporción del producto total, si el tipo de condiciones imperantes en el mercado, impiden trasladar a los precios el aumento de los costes salariales. Por lo tanto, en una situación donde se produce una progresiva concentración en la industria, es más fácil que las empresas líderes se pongan de acuerdo para frenar el impacto de dicha variable.

Estos cuatro factores, relacionados entre sí, y su influencia en el *grado de monopolio* y en el margen se pueden

---

<sup>20</sup> Citando como ejemplo a uno de los economistas españoles postkeynesianos, David Anisi (1981a) señala que "la sindicación de todos los trabajadores permitirá, mediante la negociación, la determinación de un salario monetario"

expresar de la siguiente manera:

$$\xi = g(Ec, Ep, Eg, Es)$$

siendo  $Ec$  el efecto de concentración sectorial,  $Ep$  el efecto de la publicidad,  $Eg$  el efecto de los gastos generales y  $Es$  el efecto del poder sindical. Como consecuencia de (1.5.) se tiene que:

$$q = h(Ec, Ep, Eg, Es) \quad (1.12.)$$

donde los signos de las primeras derivadas parciales son:

$$\delta h / \delta Ec > 0$$

$$\delta h / \delta Ep > 0$$

$$\delta h / \delta Eg > 0$$

$$\delta h / \delta Es < 0$$

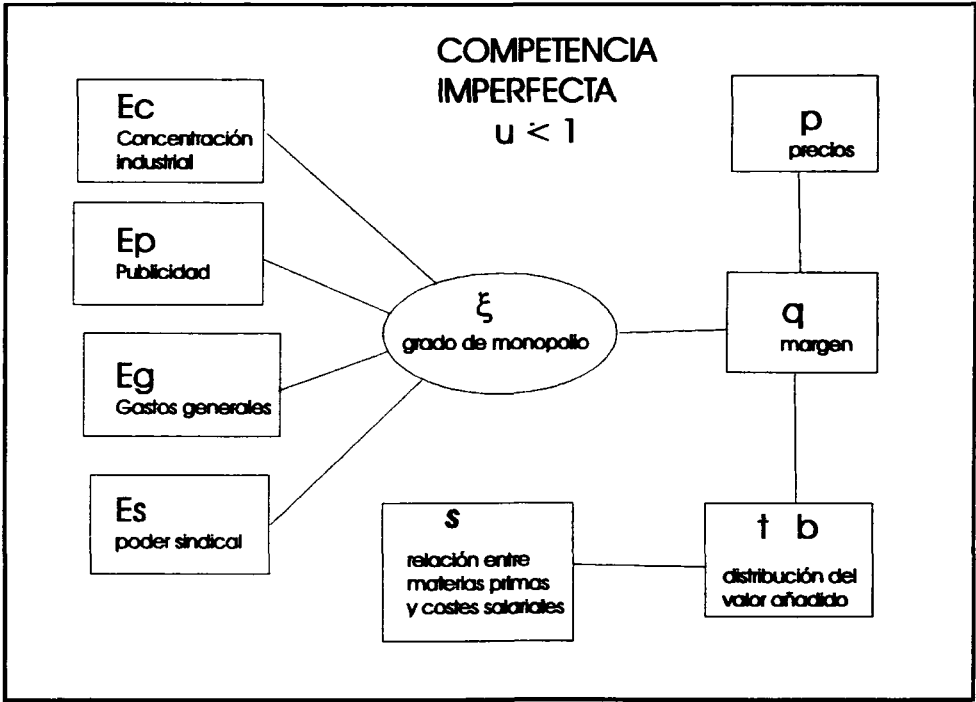
Los cambios en el margen no sólo tienen importancia decisiva en la distribución del producto entre trabajadores y capitalistas, "sino en ciertos casos también en la distribución del ingreso entre la propia clase capitalista. El aumento del grado de monopolio ocasionado por la expansión de las grandes empresas da lugar a que las industrias en que estas predominan absorban una proporción mayor de los ingresos totales y las demás industrias una parte menor, es decir, el ingreso se redistribuye de las empresas pequeñas a las grandes." (Kalecki, 01943/54/71, p. 66). Por lo tanto, la evolución del margen de beneficios es

capaz de justificar, al menos en parte, la distribución funcional de la renta y la evolución de la estructura industrial.

A pesar del potencial explicativo de la teoría del margen, ésta tiene el problema de que es incompleta. No señala la forma las relaciones funcionales puestas de manifiesto en (1.12). Se limita, que no es poco, a indicar la existencia de una serie de relaciones, apoyándose en datos para la industria manufacturera de Estados Unidos y Gran Bretaña, sin la forma de modelización de aquéllas.

Para hacerse una idea más exacta de lo expuesto en este apartado véase el esquema de interrelaciones del Cuadro 1.3.

CUADRO 1.3.  
Interrelaciones del sector industrial



Por último, antes de concluir este apartado, mencionar algo que se supone evidente. El esquema de relaciones visto es propio de la Europa industrializada de los años treinta, cuarenta y cincuenta, donde concluye la tercera onda larga de Kondratief<sup>21</sup> y se desarrolla parte de la cuarta. La tercera fase de la industrialización, que va desde los años ochenta del siglo pasado hasta 1930-40, está relacionada con el desarrollo de la energía eléctrica y la aparición de la industria pesada. En esta, que es cuando empieza sus teorías Kalecki, surgen los carteles, los monopolios y oligopolios y la concentración financiera para abordar las grandes inversiones. La cuarta onda larga va de los años de la postguerra a los años ochenta. Esta fase del desarrollo está basada en la producción en masa fordista; el automóvil es el símbolo de esta era y el factor coadyuvante es el bajo precio del petróleo. Es la época de las grandes multinacionales; también es la época en la que Kalecki concluye su obra. En la actualidad la economía mundial se encuentra inmersa en un gran cambio tecnológico, en los orígenes de la quinta onda larga de Kondratief, con la revolución en las telecomunicaciones sobre el desarrollo del microprocesador y la micro-electrónica. En cada una de las cinco fases de la industrialización se puede definir una organización económica distinta, con instituciones diferentes: empresa, estado, sindicato... , donde durante un largo período de tiempo subsisten

---

<sup>21</sup> Recordar que la primera onda larga comenzó en 1770-1780 con la Revolución Industrial. Es el comienzo de la mecanización, de la industria textil ligada al algodón, con pequeños empresarios de ámbito local. La segunda onda larga empieza a generarse en los años treinta del siglo XIX de la mano del ferrocarril y la extracción del carbón, donde lo común son las grandes empresas que emplean un gran volumen de mano de obra.

ciertas inercias de la etapa anterior; es lógico que parte de los análisis desarrollados se juzguen en la actualidad escasos o inadecuados. Sin embargo, tienen la virtud de haber servido de base de gran parte de los modelos postkeynesianos.

#### 1.4. Los determinantes de las ganancias.

Después de estudiar la distribución funcional del producto se analizan los elementos que determinan las ganancias de la clase empresarial en su conjunto. Inicialmente se considera una economía cerrada -i.e. sin sector exterior- en la cual los impuestos y gastos públicos son insignificantes. En estas circunstancias el producto nacional bruto  $Y$  se reparte, por el lado de los ingresos, entre las ganancias brutas  $B$ , que son detraídas por los empresarios, y los sueldos y salarios  $W$ , que son conseguidos por los trabajadores.

$$Y = W + B \quad (1.13.)$$

Por el lado del gasto, el producto interior bruto es igual a la suma de la inversión bruta  $I$  más el consumo de los empresarios  $C_e$  y el consumo de los trabajadores  $C_t$ .

$$Y = I + C_e + C_t \quad (1.14.)$$

Si se hace el supuesto adicional de que los trabajadores no ahorran (i.e. la propensión marginal a ahorrar de los trabajadores es igual a cero,  $s_t=0$ ), se cumple la máxima

de que "los capitalistas ganan lo que gastan, y los trabajadores gastan lo que ganan" (Kaldor, 1955-56, p.96). Este supuesto, ha sido relajado en la mayoría de la literatura postkeynesiana, considerando que la propensión marginal ahorrar de los empresarios  $s_e > s_t$ <sup>22</sup>. Manteniendo el supuesto de Kalecki:

$$B = I + C_e \quad (1.15.)$$

Queda por establecerse cuál es la dirección causal en la igualdad (1.15.): si son los beneficios brutos los que determinan el consumo de los empresarios y la inversión, o bien al contrario, son el consumo de los empresarios y la inversión los que fijan el volumen de beneficios. "Ahora bien, está claro que los capitalistas pueden decidir invertir y consumir más en un período dado de tiempo que en el anterior, pero no pueden decidir el ganar más. Por lo tanto, sus decisiones sobre inversión y consumo determinan las ganancias, y no a la inversa" (Kalecki, 1933/54/71, p. 95).

---

<sup>22</sup> Este supuesto se utiliza para estudiar la distribución del producto cuando se consideran rendimientos decrecientes. Si se consideran dos clases sociales -trabajadores y capitalistas- y la inversión  $I$  se decide exógenamente, el producto  $Y$  es igual a:

$$Y = \frac{I}{s_t + D b (s_e - s_t)}$$

y el volumen total de beneficios  $B$  y la masa salarial  $W$  son:

$$B = \frac{bI}{s_t + D b (s_e - s_t)}$$

$$W = \frac{(1-b)I}{s_t + D b (s_e - s_t)}$$

donde  $D$  designa la participación de los capitalistas en la propiedad total,  $b$  es la parte del producto que va a los capitalistas y  $s_e$  es la propensión al ahorro de los empresarios y  $s_t$  es la de los trabajadores (véase Anisi, 1984, p. 272 y ss.).

Esta es la primera relación, la 1.15., para la determinación de los beneficios brutos. La segunda supone que el consumo de los empresarios tiene una parte constante  $C_0$ , consumo autónomo, y una parte que depende de los beneficios obtenidos; esto es:

$$C_e = C_0 + \lambda B \quad (1.16.)$$

Sustituyendo  $C_e$  en la ecuación (1.15.):

$$B = I + C_0 + \lambda B$$

Despejando B se obtiene:

$$B = \frac{I + C_0}{1 - \lambda} \quad (1.17.)$$

Que viene a expresar que los beneficios son función de la inversión.

Si se introdujera el tiempo en el análisis, habría que decir que a corto plazo las ganancias brutas están determinadas por las decisiones que los empresarios adoptaron en el pasado sobre su consumo e inversión. Pero estas decisiones de invertir, pueden no determinar completamente la inversión realizada en el período considerado, debido a la existencia de cambios inesperados en el volumen de existencias y a las variaciones en los precios relativos.

Seguidamente para enfatizar todo lo señalado hasta ahora en este apartado se utilizan los esquemas de reproducción ampliada de Marx. Respecto al uso de este mecanismo recordar las palabras de Joan Robinson:

"Tómese, por ejemplo, el esquema de reproducción ampliada. Da un enfoque muy simple y bastante indispensable al problema del ahorro y la inversión y al equilibrio entre la producción de los bienes de capital y la demanda de bienes de consumo. Kalecki lo redescubrió y lo hizo base de su examen del problema de Keynes. Harrod y Domar lo reinventaron como base de la teoría del desarrollo a largo plazo. Hubiéramos ahorrado una gran cantidad de tiempo si se hubiera estudiado a Marx como un economista serio en vez de tratarlo por un lado como un oráculo infalible y por otro como blanco de epigramas baratos."

(1973, p. 27)

Se supone que la economía de un país tiene tres sectores productivos: el *i* de bienes de inversión; el *e* de bienes de consumo para los empresarios; y el *t*, también de bienes de consumo, pero para los trabajadores. Considerando que los "trabajadores gastan lo que ganan", las ganancias totales de la economía serán iguales a la producción de los sectores *i* y *e*. Para entender esto último téngase presente el siguiente sistema:

$$\begin{aligned} Y_i &= B_i + W_i \\ Y_e &= B_e + W_e \\ Y_t &= B_t + W_t = W_i + W_e + W_t \end{aligned}$$

Como los trabajadores no ahorran, la producción del tercer sector, el de bienes de consumo para los que trabajan, es igual a la suma total de los salarios de los tres sectores, y el beneficio de este tercer sector es igual a la suma de las masas salariales de los otros dos. De este modo, si los beneficios totales de la economía son:



$$\begin{aligned}
 B &= B_i + B_e + B_t = \\
 &= B_i + B_e + W_i + W_e = \\
 &= Y_i + Y_e
 \end{aligned}$$

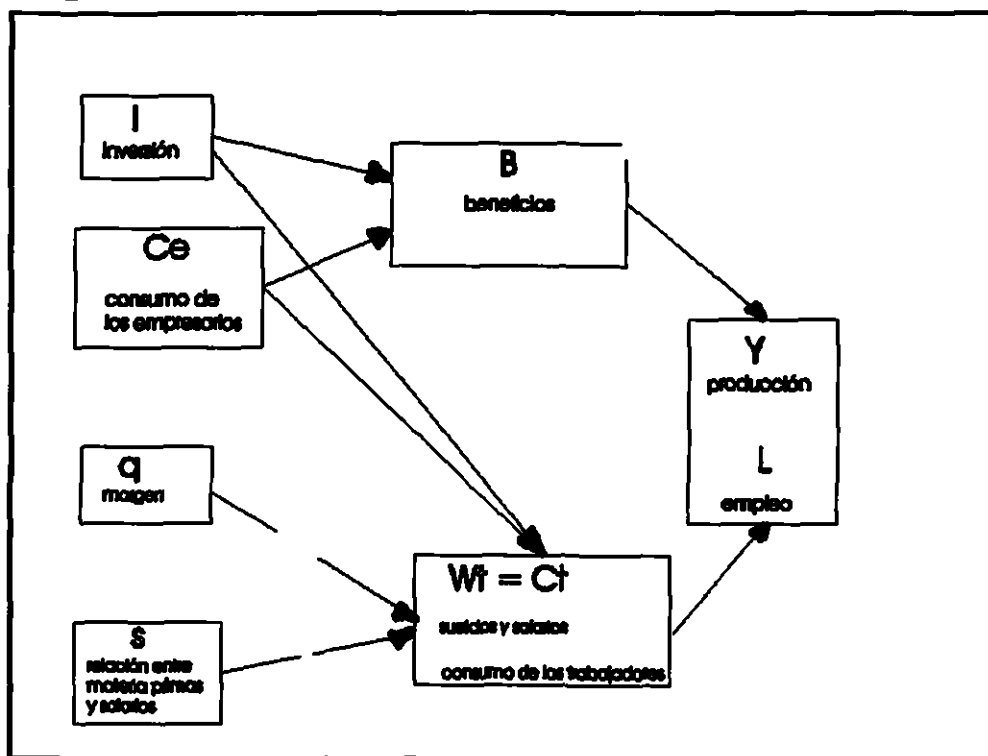
Como se quería demostrar los beneficios totales son iguales a lo producido en el segundo y tercer sector: bienes de inversión y de consumo para los empresarios, que es una forma alternativa de ver la igualdad (1.15.). Este sencillo ejemplo proporciona, como señala Andrew B. Trigg (1994), una demostración sectorial de la relación entre los beneficios agregados y la producción de bienes de inversión y de bienes de consumo específicos para los empresarios. La demanda efectiva de bienes de consumo de los trabajadores proporciona la conexión necesaria para explicar que la inversión determina los beneficios.

Lo visto hasta ahora en el apartado 1.4. puede verse esquemáticamente en el Cuadro 1.4. de la página siguiente. Este viene a expresar que son las decisiones de los empresarios y la distribución los que determinan la renta nacional.

"Dado que las ganancias están determinadas por el consumo y la inversión de los capitalistas, es entonces el ingreso de los trabajadores (igual aquí a su propio consumo) lo que está determinado por los 'factores de distribución'. De esta manera, el consumo y la inversión de los capitalistas, conjuntamente con los 'factores de distribución', determinan el consumo de los trabajadores y, por consiguiente, la producción y empleo nacionales."

(Kalecki, 1933/54/71, p.96)

CUADRO 1.4.  
Esquema de interrelaciones del apartado 1.4.



A continuación se aborda el caso más general; se introduce en el modelo el sector exterior y el sector público. En este caso las igualdades (1.13.) y (1.14.) se transforman de la forma siguiente:

1.18.

1.19.

Siendo  $Y$  el producto nacional bruto,  $B$  las ganancias brutas deducidos los impuestos directos (impuesto de sociedades),  $W$  los sueldos y salarios deducidos los impuestos directos (impuesto sobre la renta de las personas físicas),  $T$  los impuestos directos e indirectos,  $I$  la inversión bruta,  $C_e$  el consumo de los

empleadores,  $C_t$  el consumo de los trabajadores,  $G$  el gasto público, y  $(X - Im)$  el excedente de exportaciones (saldo de la balanza comercial).

Seguidamente se restan en las dos igualdades los impuestos y se suman las transferencias de las administraciones públicas a los trabajadores  $tr$ , y se igualan ambas expresiones:

$$B + W + tr = I + C_e + C_t + (G - T) + (X - Im) + tr$$

Se restan en los dos lados de la igualdad  $C_t + tr$ , y suponiendo que lo que ganan los trabajadores  $W$  lo pueden consumir  $C_t$  o ahorrar  $S_t$  (se relaja el supuesto de que los trabajadores no ahorran) se obtiene:

$$B + C_t + S_t + tr - C_t - tr = I + C_e + C_t + (G - T) + (X - Im) + tr - C_t - tr$$

$$B = I + C_e - S_t + (G - T) + (X - Im) \quad (1.20.)$$

Es decir, los beneficios una vez pagados los impuestos dependen de la inversión bruta, el consumo de los empresarios, el ahorro de los trabajadores  $S_t$ , el excedente de exportaciones y el déficit público.

Si en la ecuación general (1.20.) se resta el consumo de los empresarios y se suma el ahorro de los trabajadores, se logra la expresión del ahorro:

$$S = S_e + S_t = I + (G - T) + (X - Im) \quad (1.21.)$$

Que recoge que el ahorro bruto total de la economía nacional  $S$  -ahorro de los empresarios  $S_e$  más el de trabajadores  $S_t$ - es igual a la inversión bruta más el saldo de los mercados exteriores -déficit público y superávit de la balanza comercial-.

"Ha de recalcarse que la igualdad entre el ahorro y la inversión más el excedente de exportación, más el déficit presupuestal en el caso general -o la inversión a solas en el caso especial- será válida en cualquier circunstancia. En particular, será independiente del nivel de la tasa de interés, que generalmente se consideraba en la teoría económica como el factor equilibrante entre la demanda y la oferta de capital nuevo. En la concepción presente la inversión, una vez que se ha llevado a cabo, provee automáticamente el ahorro necesario para financiarla."

(Kalecki, 1933/54/71, pp. 99-100)

## 1.5. Relaciones dinámicas.

Como reconoce Sir Roy Forbes Harrod (1973/1979) "los elementos dinámicos han desaparecido de lo que ahora consideramos el cuerpo central de los principios económicos... tan sólo en tiempos relativamente recientes han vuelto los economistas a dirigir su atención hacia la dinámica"; véanse como ejemplos de este abandono las obras de Marshall y Keynes. Kalecki es de los primeros en retomar estos elementos. Al igual que los economistas clásicos sus teorías contienen proporciones aproximadamente iguales de elementos estáticos y dinámicos.

Seguidamente se estudian las causas de las variaciones de los diferentes componentes de la demanda. Primero se considera la determinación del consumo de los empresarios en el período  $t$   $C_{et}$ . Éste tiene una parte constante o cuasiconstante en el tiempo -consumo autónomo de los empresarios-  $A$  y una parte que depende de una proporción  $\beta$  de las ganancias reales -equivalente a la propensión marginal y media al consumo de los empresarios- de un período anterior  $t-\phi$  una vez satisfechos los impuestos  $B_{t-\phi}$ :

$$C_{et} = \beta B_{t-\phi} + A \quad (1.22.)$$

donde  $\phi$  es el retardo temporal.

A continuación, se sustituye en la ecuación (1.19.)  $[Y = I + C_e + C_t + G + (X - Im)]$  el consumo de los empresarios tal y como aparece en (1.22.), y se introduce el tiempo en todos los términos de (1.19.):

$$B_t = I_t + \beta B_{t-\phi} + A - S_{tt} + (G_t - T_t) + (X_t - Im_t)$$

De este modo, las ganancias de un período  $t$  están determinadas por: a) la inversión de ese mismo período, b) el saldo de los "mercados exteriores" en  $t$ , c) el ahorro de los trabajadores en ése mismo lapso, d) el consumo autónomo de los empresarios, que puede considerarse constante a corto plazo, y

e) los beneficios del período  $t-\phi$ . Las ganancias del período  $t-\phi$  quedan fijadas por las variables contenidas en los apartados a) al d), pero referidas al instante  $t-\phi$ , y las ganancias del período  $t-2\phi$ . Este razonamiento se puede aplicar sucesivamente, quedando claro que las ganancias de un momento determinado son función lineal de la inversión, los mercados exteriores y el ahorro de los trabajadores en los lapsos:  $t, t-\phi, t-2\phi, t-3\phi \dots$  y que los coeficientes de esta función lineal serán:  $1, \beta, \beta^2, \beta^3 \dots$ . Tras estas consideraciones, las ganancias de un período pueden expresarse como:

$$B_t = \frac{I_{t-w}' + A}{1 - \beta} \quad (1.23.)$$

Donde  $I_{t-w}' = I_{t-w} - S_{t-w} + (G_{t-w} - T_{t-w}) + (X_{t-w} - Im_{t-w})$ ,  $w$  el período considerado,  $1-\beta$ <sup>23</sup> aparece en el denominador por ser (1.23.) el resultado de una progresión geométrica de razón  $\beta$ .

Después de estudiar los elementos que inciden en las ganancias -componentes autónomos de la demanda efectiva del pasado y propensión ahorrar de los empresarios-, se procede a la determinación del ingreso nacional; pero antes es necesario hacer dos acotaciones:

---

<sup>23</sup> Que es equivalente a la propensión al ahorro de los empresarios; de aquí que  $1/1-\beta$  sea similar al multiplicador keynesiano elaborado por R. F. Kahn en 1931.

1ª) Unas veces se habla de producto nacional bruto  $Y$ , otras de producto privado bruto  $Y_p$  y muchas de ingreso bruto del sector privado  $Y_s$ . Las diferencias entre los tres términos quedan aclaradas empleando la ecuación:

$$Y = Y_p + W_g = Y_s + W_g + T_i$$

Siendo  $W_g$  las remuneraciones de los empleados públicos y  $T_i$  los impuestos indirectos. Es decir, el producto nacional bruto es igual al producto privado bruto más los sueldos de los trabajadores de la administración o equivalente al ingreso bruto del sector privado más las remuneraciones de los empleados públicos y los impuestos indirectos.

2ª) En algunas ocasiones se consideran tan solo los salarios  $W$  -remuneración bruta de los obreros-, y por tanto los sueldos son parte de los gastos generales o costes fijos -apartados 1.2. y 1.3.-. Sin embargo, otras veces se habla de remuneración de la clase trabajadora en su conjunto  $W_s$  -sueldos y salarios-.

Tras estas aclaraciones se pasa a la determinación del ingreso nacional. Dada la gran estabilidad de la participación de los salarios en el ingreso bruto del sector privado -ley de Bowley- y que los sueldos tienen la característica de ser costes fijos, puede esperarse que  $W_s$  fluctúe menos que  $Y_s$  a lo largo del ciclo económico. De este modo puede establecerse la siguiente relación:

$$W_s = \alpha Y_s + U$$

donde  $U$  es una constante positiva que tan solo varía a largo plazo y  $\alpha$  un coeficiente -propensión al ingreso de los trabajadores- con un valor siempre menor que uno porque  $W_s < Y_s$  y  $U > 0$ .

Dividiendo los dos términos de la ecuación entre  $Y_s$  se tiene la participación de los sueldos y salarios en el ingreso bruto del sector privado:

$$\frac{W_s}{Y_s} = \alpha + \frac{U}{Y_s} \quad (1.24.)$$

"Puede notarse aquí que la ecuación [1.24.] constituye un eslabón en la teoría del ciclo económico desarrollada más adelante" (Kalecki, 1938/54/71, p.92).

La diferencia  $Y_s - W_s$  es el beneficio bruto antes de pagar los impuestos  $\pi$ . Por lo tanto:

$$\frac{Y_s - \pi}{Y_s} = \alpha + \frac{U}{Y_s}$$

despejando  $Y_s$



$$Y_s = \frac{\pi + U}{1 - \alpha} \quad (1.25.)$$

Pero no es lo mismo  $B$  -beneficios una vez pagados los impuestos- que  $\pi$  -beneficios antes de impuestos-. Para salvar este escollo se supone que el sistema impositivo esta dado y que, por tanto, hay una relación lineal entre  $B$  y  $\pi$ . De este modo se puede sustituir la ecuación (1.25.) por la siguiente, donde se considera el tiempo:

$$Y_{st} = \frac{B_t + U'}{1 - \alpha'} \quad (1.26.)$$

Por último, para ver la evolución de  $Y_s$  se sustituye la expresión (1.23.)  $[B_t = (I_{t-w}' + A)/(1 - \beta)]$  en (1.26.) y se considera un incremento de los componentes autónomos de la demanda  $\delta I_{t-w}'$ :

$$\delta Y_{st} = \frac{\delta I_{t-w}'}{(1 - \alpha') (1 - \beta)} \quad (1.27.)$$

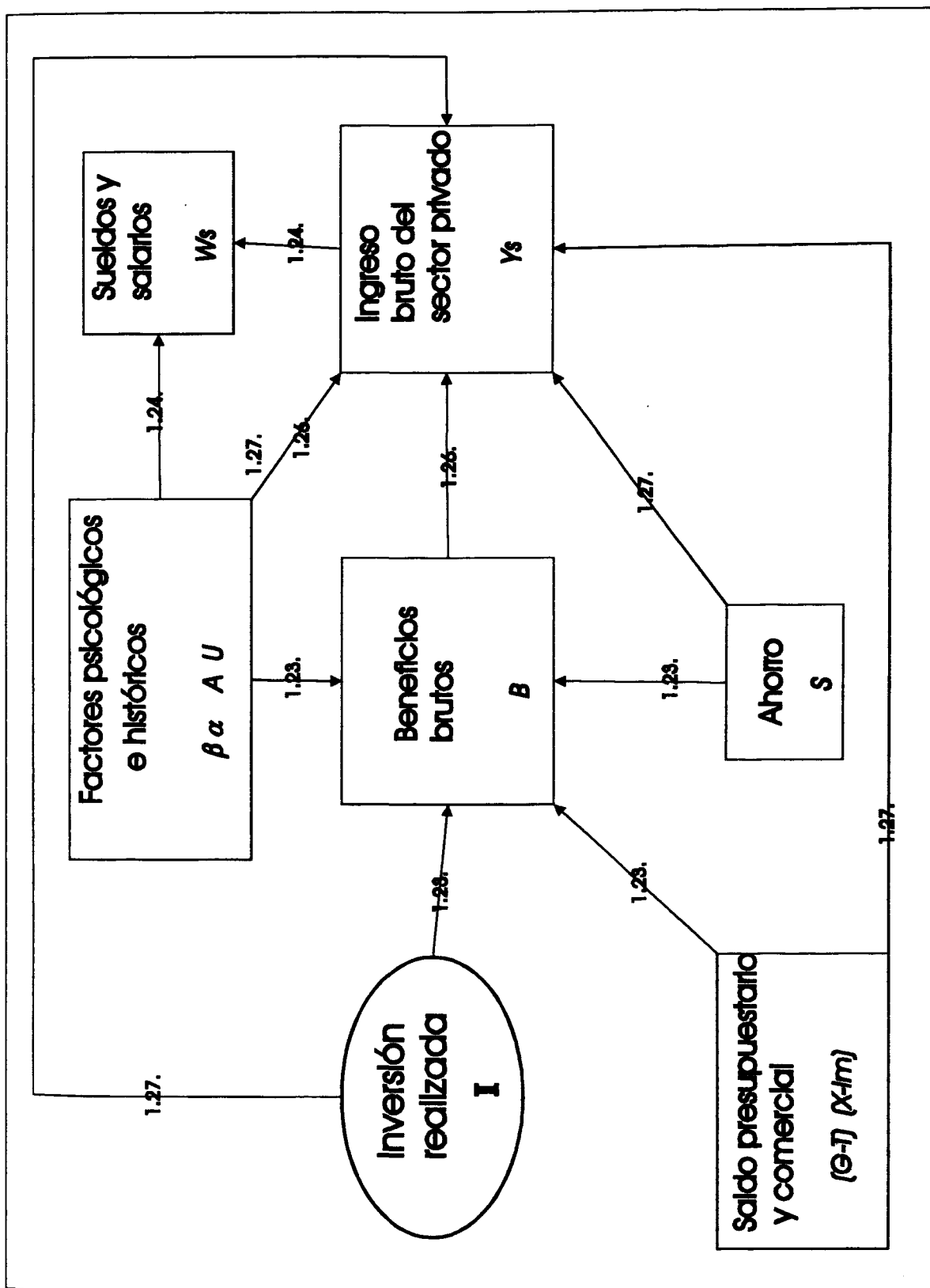
Que indica que las variaciones que experimenta el ingreso bruto real del sector privado se deben a los cambios que sufren los componentes de la demanda (inversión, superávit de la balanza comercial, déficit presupuestario y ahorro de los trabajadores) a través de las oscilaciones que tienen los

beneficios reales del conjunto de la clase empresarial -ecuación 1.23.-. Todo ello con un efecto multiplicador -similar al resultado del producto entre el multiplicador basado en la propensión al ahorro de los empresarios y el multiplicador basado en la propensión al ingreso de los trabajadores-.

Las relaciones vistas en este apartado pueden resumirse de la manera siguiente: los ingresos brutos del sector privado  $Y_t$  y los beneficios  $B_t$ , así como los sueldos y salarios  $W_t$  a través de los ingresos, quedan determinados por la inversión realizada en el presente y en períodos precedentes y otras variables de la demanda. Es pues la inversión la variable clave del sistema.

Todo lo señalado es lo que aparece en el cuadro 1.5. de la página siguiente.

## Relaciones del apartado 1.5.



Nota: los números indican la ecuación donde se recoge la relación

## 1.6. Determinantes de la Inversión.

Como se ha puesto de relieve en los apartados anteriores, la inversión ocupa un lugar central: "La teoría contemporánea del desarrollo de las economías capitalistas tiende a considerar este problema en términos de un equilibrio cambiante o movable, en lugar de adoptar un enfoque similar al que se aplica en la teoría del ciclo económico. Estos últimos consisten en establecer dos relaciones: una basada en el impacto de la demanda efectiva o real causado por la inversión sobre las ganancias y el ingreso nacional; y la otra que muestra la determinación de las decisiones de inversión por, hablando en sentido amplio, el nivel y la proporción de cambio de la actividad económica. La segunda, según mi criterio, sigue siendo la 'pièce de resistance' central de la economía" (Kalecki, 1968/71, p.187). Y es que una vez desarrollada una teoría de las decisiones de inversión es posible entender completamente el mecanismo del ciclo económico y su tendencia.

El lugar central de la inversión es común en la mayoría de los modelos de ciclo económico de corte keynesiano. Este tipo de modelos se basan en el principio del multiplicador o en la interacción entre éste y el acelerador. En la versión más sencilla basada en el multiplicador, la inversión es en parte autónoma  $\Delta I$  y en parte depende de la renta del pasado  $y_{t-1}$ , multiplicada por una propensión marginal a invertir  $h$  más una constante  $I_0$ , esto es:

$$I_t = hY_{t-1} + I_0 + \Delta I$$

Además suelen exigir como condición de estabilidad que la propensión marginal a invertir sea menor que la propensión marginal al ahorro. Para autores como R. Harrod (1948) y J.R. Hicks (1950) -con uno o más retardos adicionales- la inversión ex-ante, o inducida, se relaciona con la renta -o la demanda de consumo en el de Samuelson, 1939- vía acelerador  $k$ :

$$I_t = k(Y_t - Y_{t-1})$$

Llegándose a los siguientes resultados: para Harrod una tasa garantizada de crecimiento que se caracteriza por ser inestable; para Hicks a la estabilidad cuando  $k < 1$ ; y para Samuelson a la estabilidad cuando  $bk < 1$ , siendo  $b$  la propensión marginal al consumo. También hay modelos donde se introducen factores monetarios, como el de D.J. Smyth (1963), donde la inversión depende del acelerador y del tipo de interés del pasado  $R_{t-1}$ :

$$I_t = k(Y_{t-1} - Y_{t-2}) + aR_{t-1}$$

Para Kalecki el problema consiste en seleccionar y definir los elementos que determinan la tasa de decisiones de inversión por unidad de tiempo. En primer lugar se considera que las decisiones de inversión, en un período  $t$ ,  $D_t$ , se materializan algún tiempo después, en  $t+\tau$ , en una inversión de capital  $I_{t+\tau}$ . Esta distinción entre decisiones de inversión e inversión

realizada<sup>24</sup>, que es una de las características más novedosas de toda su teoría, permite obtener la primera relación:

$$I_{t+r} = D_t \quad (1.28.)$$

En segundo lugar, las empresas llevan a cabo sus planes de inversión hasta el punto en el que dejan de ser rentables -pequeño o nulo margen de beneficios o/y alto riesgo- o padecen una limitación de acceso al mercado de capitales<sup>25</sup>.

"La limitación de la magnitud de la firma que supone la disponibilidad de capital de empresa es el meollo del sistema capitalista. Muchos economistas suponen, al menos en sus teorías abstractas, un estado de democracia de los negocios en que cualquier persona dotada de capacidad de empresa puede obtener capital para emprender un negocio. Lo menos que se puede decir de este cuadro de las actividades del empresario 'puro' es que es poco realista. El requisito más importante para convertirse en empresario es ser propietario de capital.

---

<sup>24</sup> En Kalecki 1933/71, además se considera la inversión en curso de producción.

<sup>25</sup> Se señala un factor limitativo del tamaño de la empresa que había sido obviado hasta ese momento. Tradicionalmente se señalaban sólo dos causas explicativas de esta restricción: las deseconomías de escala (externas o internas: restricciones en la disponibilidad de factores y de distribución de productos o en los medios técnicos y organizativos; ambos casos llevan a una elevación de los costes) en la producción a gran escala y la dimensión del mercado (limitación en la demanda). Explicaciones que no aclaran completamente la existencia de este tope: por un lado, si es verdad que existe un tamaño óptimo para una fábrica, siempre se pueden construir más plantas (establecimientos en la terminología de la Encuesta Industrial) dentro de la misma empresa que eviten la aparición de deseconomías internas; también la aparición de empresas multinacionales soslaya el problema de las deseconomías externas; por otro lado, si bien la limitación que supone el mercado es real, esta no explica la existencia de empresas con diferentes tamaños dentro de una misma industria. Sin embargo, y este es el hecho más novedoso, el factor más importante en la existencia de este máximo es la cantidad de capital que posee la empresa, porque limita el tamaño de la misma y su acceso al mercado de capitales.

Las consideraciones anteriores son de gran importancia para la teoría de la determinación de la inversión. Uno de los factores importantes en las decisiones de invertir es la acumulación de capital por las empresas, obtenido de sus ganancias corrientes."

(Kalecki, 1937/54/71, p.127)

Inicialmente se adoptan nuevas decisiones de inversión si ocurre algún tipo de cambio en la situación económica de la empresa. En un momento determinado se consideran dos tipos de factores de cambio que estimulan el que se aborden nuevos proyectos de inversión: los aumentos en los ahorros brutos corrientes de la empresa, es decir de las ganancias no distribuidas; y las variaciones conjuntas en las ganancias  $B$  y en el acervo de capital  $K$  que provocan una elevación en la tasa de ganancia  $r$ . A su vez, las decisiones sobre nuevas inversiones están limitadas por el hecho de que un incremento neto del equipo de capital por unidad de tiempo, creciendo menos que proporcionalmente los beneficios, supone una reducción de la tasa de ganancia o beneficio.

Resumiendo, la tasa de decisiones de invertir  $D_t$  es una función creciente del ahorro bruto  $S_t$  y de la tasa de variación de los beneficios  $\delta B_t/\delta t$ , y una función decreciente de la variación del capital a lo largo del tiempo  $\delta K_t/\delta t$ . Por lo tanto, se tiene la siguiente relación lineal:

$$I_{t+r} = D_t = a_0 + a_1 S_t + a_2 \frac{\delta B_t}{\delta t} - a_3 \frac{\delta K_t}{\delta t} \quad (1.29.)$$

Se observa que no se han considerado las variaciones en el tipo de interés -como en el modelo de D.J. Smyth- porque "la tasa de interés a largo plazo no acusa fluctuaciones cíclicas señaladas" (Kalecki, 1943/54/71, p.131; vid Kalecki, 1954/73, cap. VII). Así mismo, se han obviado las fluctuaciones de los rendimientos de las acciones, por la poca influencia que tienen en el proceso, y la introducción de innovaciones. Estos tres factores no explícitos aparecen recogidos en el término independiente de (1.29.)  $a_0$ .

La relación mostrada en (1.29.), como explica A. G. Trigg (1994), proporciona la base para explicar las oscilaciones del ciclo económico. Un aumento (reducción) del stock de capital como resultado de la acumulación (depreciación) presiona a la baja (alza) la tasa de ganancia, que al final de la fase de recuperación (recesión) del ciclo induce a la reducción (aumento) de la inversión. Por lo tanto, son los cambios en la tasa de ganancia los que inducen, a través de los cambios en el volumen de inversión, las oscilaciones en el producto.

A continuación, se consideran dos casos especiales que surgen de la aplicación de la ecuación (1.29.):

1º)  $a_1 = a_3 = 0$  y  $a_0 = d$ , siendo  $d$  la depreciación. La ecuación (1.29.) queda:



$$I_{t+\tau} = D_t = d + a_2 \frac{\delta B_t}{\delta t} \quad (1.29.)'$$

"Este caso corresponde aproximadamente al llamado principio de aceleración... Pero sea cual fuere la base del 'principio de aceleración' (o relación de aceleración en terminología de A. H. Hansen), es inadecuada no sólo porque no tiene en cuenta las demás determinantes de las decisiones de invertir expuestas anteriormente, sino porque, además, no concuerda con los hechos" (Kalecki, 1943/54/71, pp. 132 y 133).

2º)  $a_0 = 0$  y  $a_1 = 1$ . Suponiendo que las existencias se mantienen estables a lo largo del ciclo económico y tanto el déficit público como el de la balanza comercial son iguales a cero, se tiene que  $S_t = I_t = D_{t-\tau}$ . Todo esto hace que la ecuación (1.29.) se transforme de la manera siguiente:

$$D_t - D_{t-\tau} = a_2 \frac{\delta B_t}{\delta t} - a_3 \frac{\delta K_t}{\delta t} \quad (1.29.)''$$

Es decir, la variación de las decisiones de invertir es una función creciente del nivel de ganancias y decreciente del volumen de capital (esto equivale a decir que la tasa de decisiones de invertir es una función creciente de la tasa de ganancia).

La tasa de variación del capital  $\delta K_t / \delta t$  es igual a la inversión en ese mismo período  $I_t$  menos la depreciación que sufre el acervo de capital:

$$\frac{\delta K_t}{\delta t} = I_t - \Omega$$

Si se sustituye esta igualdad en (1.29.), se pasa  $-a_3 I_t$  al lado izquierdo de la ecuación y se dividen entre  $1+a_3$ , ambos miembros de la ecuación, se obtiene:

$$I_{t+\phi} = \frac{I_{t+\tau} + a_3 I_t}{1 + a_3} = [(a_3 \Omega + a_0) / (1 + a_3)] + [a_1 / (1 + a_3) S_t] + \\ + [(a_2 / (1 + a_3)) \delta B_t / \delta t]$$

o

Abreviando queda la expresión:

$$I_{t+\phi} = a_0' + a_1' S_t + a_2' \frac{\delta B_t}{\delta t} \quad (1.29.)'''$$

Seguidamente, se procede a introducir la inversión en existencias  $I_e$ . Suponiendo que la tasa de variación de las existencias es proporcional a la tasa de variación de la producción o las ventas  $Y$  -el acelerador keynesiano- con un cierto retardo, se tiene:

$$I_{et+\phi} = a_4 \frac{\delta Y_t}{\delta t}$$

Sumando las ecuaciones (1.29.)''' y la anterior se deduce la ecuación de la inversión total ' $I_T$ ':

$$I_{Tt+\phi} = a_0' + a_1' S_t + a_2' \frac{\delta B_t}{\delta t} + a_4 \frac{\delta Y_t}{\delta t} \quad (1.30.)$$

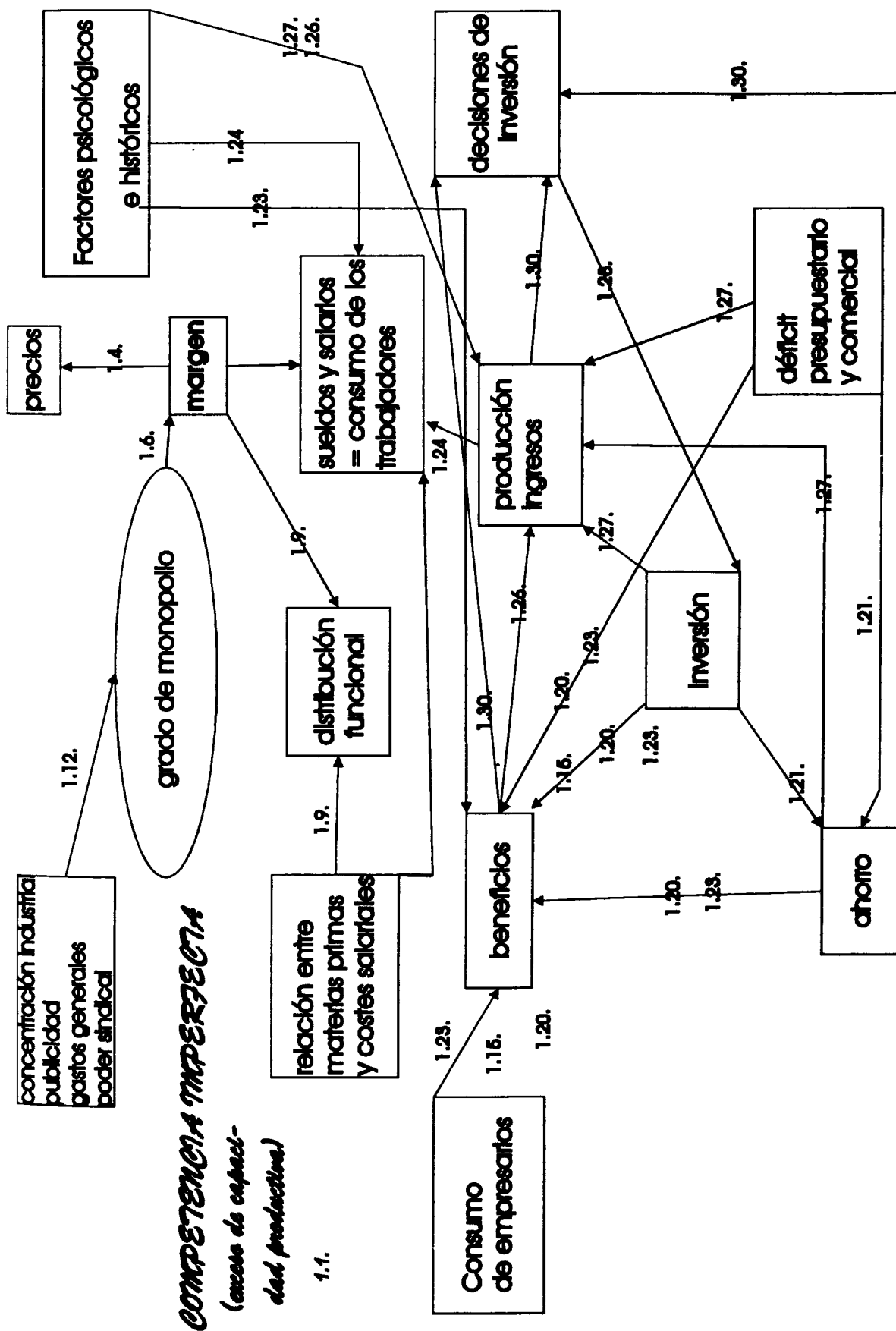
Dado que  $S_t$  depende del nivel de actividad económica en  $t$  y  $\delta B_t/\delta t$  y  $\delta Y_t/\delta t$  de su tasa de variación, la inversión total depende del nivel de actividad económica y de la tasa de variación del mismo en alguna época anterior.

### **1.7. Conclusión.**

Una ilustración de lo visto en este capítulo aparece en el cuadro 1.7. de la página siguiente. En el mismo **se pueden diferenciar dos conjuntos de relaciones. El primero, cuyo centro de gravedad es el margen** -parte superior del cuadro-, **trata de explicar la distribución funcional de la renta** partiendo de la fijación de precios por parte de las empresas de bienes acabados, en un mercado de competencia imperfecta -nivel micro-. A continuación se realizan sucesivas agregaciones para obtener la distribución funcional del producto, mostrando que aquella porción del producto que se destina a la remuneración de los trabajadores, se reduce con los aumentos del margen y el cociente entre las materias primas y los costes salariales. Además, el margen queda determinado por las condiciones imperantes en cada momento en el mercado -grado de monopolio-.

**El segundo conjunto de relaciones gira alrededor de la inversión** -parte inferior del cuadro-. Aquí se observa que la inversión, entre otras variables de la demanda, explica el comportamiento de los beneficios, el ahorro y la producción. Así mismo, **la inversión queda determinada por las decisiones adoptadas en el pasado, que a la vez son función de la evolución**

# Relaciones básicas de las teorías de Kalecki



**Nota:** los números indican la ecuación donde se recoge la relación

de los beneficios, la producción y el ahorro.

La conexión entre los dos conjuntos se realiza a través de factores psicológicos e históricos. Estos son la propensión al consumo de los empresarios, el consumo autónomo de los mismos, el ingreso autónomo de los trabajadores<sup>26</sup> y su propensión al ingreso.

Como puede observarse, la Teoría descrita tiene un claro cariz keynesiano -papel central de la inversión y demás elementos de la demanda-, si bien con un sesgo hacia temas como la distribución funcional, evolución y comportamiento del sistema económico... que son propios de la economía política clásica.

---

<sup>26</sup> Que refleja en cierto modo la Ley de Bowley.

## **CAPITULO II**

### **ANALISIS CAUSAL CON VARIABLES LATENTES**

"La modelización con ecuaciones estructurales tiene una larga historia. Se remonta a la invención del análisis factorial casi un siglo atrás, el análisis path hace tres cuartos de siglo, y los modelos de ecuaciones simultáneas hace medio siglo. Desde mi punto de vista, la primera vez que aparece como una disciplina que unifica modelos y métodos de la econometría, la psicometría, la sociometría, y la estadística multivariante, es hace dos décadas, cuando Ward Keesling y David Wiley, y subsiguientemente Karl Jöreskog, fusionan el análisis factorial y los modelos de ecuaciones simultáneas. Karl Jöreskog y Dag Sörbom merecieron bastante crédito al hacer que este trabajo estuviera disponible para la investigación al crear el programa LISREL.

A pesar de esta larga historia, aún hoy día no hay textos completos que abarquen las teorías matemáticas y estadísticas implicadas."

(P.M. Bentler, 1994, p. ix)

#### **2.0. Introducción.**

En este capítulo se hace una revisión del conjunto de técnicas estadísticas conocidas con la denominación genérica de "análisis causal con variables latentes<sup>27</sup>". El análisis multivariante tradicional considera tres métodos para el estudio

---

<sup>27</sup> Son variables no observables directamente o, en terminología del análisis factorial, factores.

de estas variables: análisis factorial exploratorio; componentes principales y correlación canónica. Aquí no serán examinados a fondo<sup>28</sup>; en cambio, sí lo serán otros tres procedimientos mucho más recientes: análisis factorial confirmatorio o **modelo de medida** (Jöreskog, 1969); **modelo de estructuras de covarianza LISREL** (Keesling, 1972; Wiley, 1973; Jöreskog, 1977) y **modelo de estructuras de covarianza EQS** (Bentler y Weeks, 1979)<sup>29</sup>.

El capítulo comienza con una revisión del concepto de **causalidad** -idea central en los modelos que emplean variables latentes-. Seguidamente se hace un recorrido histórico sobre este tipo de modelos a la vez que se explican los conceptos, supuestos, y problemas más usuales de los mismos. A continuación, se analizan los tres modelos mencionados -de medida<sup>30</sup> y de estructuras de covarianza<sup>31</sup> LISREL<sup>32</sup> y EQS<sup>33</sup>-.

---

<sup>28</sup> Estas técnicas han sido analizadas de manera extensa en las últimas décadas. Véanse entre otros muchos textos: Chatfield, 1980; Cuadras, 1991 y Krzanowski, 1995.

<sup>29</sup> Véase Bentler & Weeks (1982) para una descripción detallada de otros modelos causales.

<sup>30</sup> En esta parte se recuerda el análisis factorial exploratorio con objeto de contextualizar el análisis factorial confirmatorio. Así, se establecen las comparaciones pertinentes entre la primera, que es una técnica mucho más antigua y que se usa desde hace décadas en la Economía, y la segunda, de uso relativamente reciente en el campo de las Ciencias Sociales.

<sup>31</sup> Se revisa con cierto detalle el modelo de estructuras de covarianza; si bien no en la profundidad del modelo de medida. A este respecto, señalar que el modelo de estructuras de covarianza se erige sobre el análisis factorial confirmatorio (es la mezcla de dos modelos de medida y de un modelo de ecuaciones estructurales), y, para evitar tediosas reiteraciones, se aligera su explicación.

<sup>32</sup> También denominación de un programa informático muy utilizado en los años ochenta.

En el último apartado se hace una recapitulación de lo visto, a la vez que se explica la relación entre los dos modelos de estructuras de covarianza considerados.

## **2.1. Análisis Causal: Una primera aproximación.**

### **2.1.1. Causalidad.**

Como manifiesta Granger (1987), la causalidad no es lo mismo para todos los economistas. Ni tan siquiera los estadísticos y los filósofos se ponen de acuerdo sobre su significado. Pero a pesar de la incertidumbre sobre el contenido de esta expresión, es bastante común encontrar un sinfín de trabajos de investigación que mencionan con frecuencia términos como: causalidad, ley causal, relación causal...

Zellner (1988) hace una aproximación metodológica al concepto a partir de la definición de Feigl (1953, p. 408) de causalidad: 'previsión de acuerdo a una ley o un conjunto de leyes'. Esta definición es de aplicación general en todas las áreas de la Ciencia, porque no introduce elementos excesivamente restrictivos. Las leyes pueden ser de todo tipo: deterministas o estocásticas; cualitativas o cuantitativas; referidas a un individuo o un colectivo; implicar relaciones simultáneas o no; tener efectos continuos o discontinuos; efectos controlados o no controlados... Sin embargo tienen una restricción, deben cumplir

---

<sup>33</sup> Programa informático para este tipo de modelos. Véase Bentler & Wu 1995 si se desea más información al respecto.



las reglas de Jeffreys (1967) sobre inducción: ser consistentes matemática y/o lógicamente. Si las cumplen son consideradas explicaciones científicas del fenómeno que tratan de analizar. También las leyes causales deben ser capaces de explicar el pasado y dar lugar a predicciones verificables.

Las teorías, consideradas conjuntos organizados de principios o reglas que explican unos hechos, se plasman en la Economía en modelos que hacen una abstracción de los elementos más significativos de los fenómenos económicos y de sus interrelaciones, para ofrecer una síntesis explicativa de los mismos. Las teorías o modelos que van comprobándose empíricamente van alcanzando un mayor grado de confianza. De este modo llega un momento en que las teorías se convierten en leyes y las relaciones postuladas en ellas alcanzan la categoría de **relaciones causales**. Sin embargo, en una teoría o modelo se pueden plantear relaciones de causalidad tentativas entre las variables constitutivas, aún sin haber alcanzado el rango de ley causal. Es esta la perspectiva, no tan restrictiva, adoptada en el **análisis causal: estudiar las relaciones causales de una teoría o modelo**.

Para Simon (1977) la **relación causal** debe entenderse como la forma de una **relación funcional asimétrica en un sistema completo**. Entendiendo por sistema completo aquél que, a partir de las causas, los errores de medida y la forma de relación, permite determinar los efectos de forma única. Respecto al otro elemento constitutivo de la definición -la relación funcional

asimétrica- mencionar uno de los errores más frecuentes en la asociación entre variables, la confusión entre correlación y causalidad. La correlación entre dos variables  $X$  e  $Y$ , es una medida de asociación simétrica entre las mismas: puede decirse que  $Y$  queda explicada por  $X$  igual que afirmar que  $X$  lo es por  $Y$ . En cambio, la relación causal es asimétrica: afirmar que  $X$  es causa de  $Y$ , no es lo mismo que decir  $Y$  es causa de  $X$ ; esto es, no se puede invertir la dirección de la explicación.

La asimetría de la relación causal se introduce en las teorías atendiendo a uno de los cuatro siguientes criterios (vid. Granger, 1987):

\*Se supone que una de las variables puede ser controlada directamente<sup>34</sup>. Al hacer este supuesto se está considerando que otras variables -que no pueden ser controladas- asociadas a aquélla -que sí puede ser controlada- son efectos: al modificar la variable-causa cambian las variables-efectos<sup>35</sup>.

\*La causación puede estar basada en una teoría generalmente aceptada, es decir en una ley en el

---

<sup>34</sup> Por ejemplo, en muchos modelos macroeconómicos, la oferta monetaria.

<sup>35</sup> Por ejemplo, el modelo de la síntesis neoclásica considera que un incremento de la oferta monetaria realizado por la autoridad monetaria, *ceteris paribus*, aumenta la demanda agregada y el nivel general de precios y reduce el tipo de interés.

sentido de Zellner<sup>36</sup> .

\*Apoyándose en la prioridad temporal. La causa ocurre antes que el efecto: Si  $X$  ocurre antes que  $Y$ ,  $X$  es causa de  $Y$ <sup>37</sup>.

\*Empleando información adicional que no proviene directamente del estudio del fenómeno de interés: si  $X$  queda determinada fuera del sistema que se estudia, es exógena,  $X$  es causa de  $Y$ <sup>38</sup> .

Por tanto, no es en el dominio de la estadística donde se fijan las relaciones causales, aunque nos sirva para explicarlas y profundizar en ellas mediante el estudio de la adecuación de las mismas a la información muestral. La estadística no es capaz de establecer por sí sola las relaciones causa-efecto. Estas se fijan, al menos de manera hipotética, fuera del campo del análisis numérico, por ejemplo en el de la teoría económica.

---

<sup>36</sup> Por ejemplo, para la mayoría de las escuelas de pensamiento económico un aumento de los salarios -causa- genera inflación -efecto-.

<sup>37</sup> Ejemplos de esto: en el modelo de Kalecki un aumento de las decisiones de inversión -causa- es seguido de una elevación de la inversión -efecto- en un período posterior; en el modelo del ciclo económico de Hicks los aumentos de demanda -causa- preceden a la inversión -efecto-.

<sup>38</sup> El papel de las expectativas en la teoría keynesiana.

### **2.1.2. Modelos causales: historia, relaciones entre variables y tipos de modelos.**

Como señala Asher (1983), la **modelización causal** se puede definir como un conjunto de técnicas de análisis multivariante diseñadas para seleccionar las variables que son determinantes potenciales de unos efectos, y a partir de esta selección aislar las aportaciones de cada variable -causa- en el efecto total. Esto implica que, antes del análisis propiamente dicho, hay que seleccionar unas variables que sean definidas como causas y otras que sean consideradas efectos. Esta selección de variables, y del papel que han de desempeñar, no está exenta de dificultad y ha de ser realizada por el investigador utilizando información previa<sup>39</sup>. Además, la modelización causal permite la introducción de variables no observables -también conocidas como variables latentes o factores y que serán descritas en el apartado 2.1.3.-.

Se pueden distinguir tres **etapas en el desarrollo de este tipo de modelos**:

1ª) Los orígenes o antecedentes: desde principios de siglo hasta finales de los años sesenta. En esta época se elaboran técnicas afines como el análisis factorial (Spearman), el análisis lineal (Simon-Blalock) o el

---

<sup>39</sup> Para una reflexión sobre este asunto véase Blalock, 1971.

análisis sendero -análisis path- (Wright).

2ª) La formalización del análisis causal en los últimos años de la década de los sesenta y en los años setenta. Realizada básicamente por estudiosos del campo de la psicología, está asociada a los nombres de: Keesling (1972); Wiley (1973); Duncan y Goldberger (1973); Jöreskog (1969); y Bentler y Weeks (1979).

3ª) La creación y desarrollo de programas informáticos a partir de los años setenta hasta la actualidad. La elaboración de estos ha permitido la aplicación de este conjunto de técnicas a muchos campos de investigación. Los más conocidos son el LISREL de la casa SPSS, iniciado por Jöreskog y von Thillo (1972) y el EQS de la casa BMDP, creado por Bentler (1983). Además hay otros como: COSAN; PLS; MILS; AMOS y RAMONA, entre otros.

En los años ochenta la aplicación de los modelos causales se extiende a todos los campos de la investigación, desde la Psicología, campo en el que se origina este tipo de técnicas, hasta la economía con el trabajo pionero de Bagozzi (1980) y los más recientes de: Khan (1989), Wang (1991) y Gregson (1992).

El relativo éxito alcanzado por este tipo de análisis en las Ciencias Sociales y de Comportamiento se fundamenta en su gran versatilidad para el estudio de teorías. Como señala Bagozzi, en estas técnicas los supuestos, las variables y las

relaciones de un determinado modelo o teoría pueden explicitarse con bastante detalle. Esto representa una diferenciación de interés para la modelización frente a otras técnicas multivariantes, que no consideran todos los elementos mencionados.

Los modelos causales estudian **relaciones entre las variables** -observables o no-. Estas relaciones son de distinto tipos:

1°) De **efectos directos** ( $X \rightarrow Y$ ): una variable es causa directa de otra.

2°) De **efectos indirectos** ( $X \rightarrow Y$ ;  $Y \rightarrow Z$ ; entonces  $X \rightarrow Z$ ): una variable es causa de otra a través de una tercera.

3°) De **efectos espúreos o múltiples** ( $X \rightarrow Y$ ;  $X \rightarrow Z$ ): una tercera variable es capaz de explicar la covariación entre otras dos.

4°) De **efectos conjuntos** ( $X \rightarrow Z$ ;  $Y \rightarrow Z$ ): dos variables covarían sobre una tercera.

5°) De **efectos de reciprocidad** ( $X \rightarrow Y$  e  $Y \rightarrow X$ ): entre dos variables se establecen simultáneamente relaciones de causalidad.

Si las relaciones entre las variables son de los tipos primero al cuarto, el **modelo** se llama **recursivo**, y si existe algún tipo de efecto recíproco entre las variables, el **modelo** se denomina **no recursivo**.

Si se consideran los tipos de variables empleadas - observables y no observables- y los tipos de relaciones entre ellas, la **taxonomía de modelos** se amplía:

1º) Los que emplean sólo variables observables.

a) regresión simple -dos variables observables con un solo efecto directo entre ellas-.

b) regresión múltiple -tres o más variables observables con efectos conjuntos-.

c) análisis sendero -tres o más variables observables donde se dan efectos indirectos-.

2º) Los que emplean los dos tipos de variables -modelos causales con variables latentes-.

a) de medida -se dan efectos directos entre las variables observables y los factores, y de covariación entre algunas no observables-.

b) recursivo de estructuras de covarianza -son dos modelos de medida con al menos un efecto directo entre dos variables no observables-.

c) no recursivo de estructuras de covarianza -hay al menos un efecto recíproco entre dos variables no observables-.

### **2.1.3. Características de los modelos causales con variables latentes.**

El investigador "intenta captar de la amplia realidad que le circunda una serie de *fenómenos*. Dichos fenómenos pueden

dar lugar a observaciones de tipo cuantitativo o cualitativo"<sup>40</sup>. Así se tienen las variables o atributos, que son los elementos esenciales de los modelos que tratan de representar la realidad.

Hay diferentes tipos de variables según la clasificación que se esté empleando. Sin embargo, la distinción más usual en el campo del análisis multivariante es entre variables continuas (escala de intervalos y de razón) y variables discretas (escala nominal y ordinal). Además, estos dos tipos de variables pueden ser, a su vez, observables y latentes. Las variables observables se manifiestan o se miden en la realización del proceso estadístico. Las **variables latentes**, que fueron mencionadas por primera vez por Spearman (1904), no son observables ni siquiera en la población de estudio. Ejemplos de variables latentes se pueden encontrar en todos los campos del conocimiento: trastornos psicológicos; métodos de estudio; facilidad de aprendizaje; clase social; alienación; fidelidad del consumidor a una marca; actitud del comité de empresa; desarrollo; capitalismo... Aunque este tipo de variables no son observables, se piensa que sus efectos sobre las variables que sí lo son pueden ser medidos y de ahí la necesidad de su estudio.

Las técnicas que emplean este tipo de variables no observables, tienen un conjunto de **características** específicas. En primer lugar, exigen el cumplimiento de unos de **requisitos para su aplicación**: trabajar con muestras grandes; que las variables observables sigan una distribución normal

---

<sup>40</sup> Martín-Guzmán y Martín Pliego et al., 1985, p.7.



multivariante; linealidad en las relaciones; que las variables, tanto observables como latentes, sean continuas...además, suponen la existencia de una estructura de parámetros en el modelo que son capaces de generar los momentos de primero y segundo orden de las variables observables. Este último requisito hace que a veces, a este tipo de modelos, se les denomine de estructuras de momentos. Si los momentos que se explican son las varianzas y las covarianzas, o las correlaciones si se trabaja con datos tipificados, se llaman modelos de estructuras de covarianza.

En segundo lugar, una seña de identidad de este tipo de modelos es su **claro distanciamiento con el objetivo explícito del análisis factorial clásico: la reducción de la dimensión** - pasar de 'p' variables observables a 'm' variables latentes siendo  $m < p$  ; ya que realizan efectivamente lo contrario. Los modelos causales con variables latentes realizan una descripción de una función de distribución  $(p+m)$  dimensional ('p' factores únicos y 'm' factores específicos) partiendo de una función de distribución  $p$  dimensional que representa las variables observables<sup>41</sup> .

---

<sup>41</sup> Este aumento de la dimensionalidad, aunque aparentemente paradójico (mientras que las variables observables quedan definidas de manera única las variables latentes no), tiene dos características bastante adecuadas para el estudio de teorías. La primera señala que aunque se puedan obtener infinitos conjuntos de variables latentes con el mismo modelo causal de variables latentes, la medida de la bondad del ajuste permanece inalterada ante cualquier posible alternativa (vid. Bentler & Weeks, 1982). Esto significa que la indeterminación no afecta a la evaluación del ajuste. La segunda se refiere a que la indeterminación hace que de forma empírica no se pueda diferenciar entre modelos -de este modo, no queda más remedio que basarse en una teoría-.

En tercer lugar tienen otra peculiaridad, la especificación y la identificación son más complicadas de lo que suele ser usual en las técnicas que sólo emplean variables observables. Piénsese, respecto a la especificación, que las variables latentes son construcciones hipotéticas, creadas por los investigadores con objeto de estudiar un problema de su área de conocimiento, y lógicamente, no hay una forma sencilla de medirlas. La forma de resolver el asunto es plantear las relaciones entre las variables a través de ecuaciones matemáticas, donde una característica esencial es que las variables observables dependen de las variables latentes<sup>42</sup>; ecuaciones que, a su vez, configuran un sistema de ecuaciones simultáneas donde existen unos parámetros que hay que estimar después de probar que el sistema queda identificado.

Una vez especificado e identificado el modelo, se estiman de los parámetros minimizando una determinada función de ajuste. De este modo, se obtienen unos valores de los parámetros entre los cuales se encuentran: coeficientes; varianzas de los factores y de los términos de error; y covarianzas entre algunos factores y entre algunos términos de error. A continuación, tras concluir las tres etapas mencionadas, llega el momento de la significación. Esta se realiza a través de pruebas estadísticas que permiten contrastar si el ajuste es aceptable -contraste basado en la distribución  $\chi^2$ - y si las estimaciones individuales

---

<sup>42</sup> Dempster, 1971, propuso un sistema donde cada VL era una combinación lineal de las VO; pero este no es el camino seguido por los modelos causales con VL.

son significativas -contraste basado en una normal-.

Por último señalar que, mientras que el análisis multivariante de variables observables es adecuado en la descripción y predicción, tiene un papel bastante limitado cuando se trata de explicar y comprender las relaciones causales entre las variables. En cambio, los estudios basados en variables latentes al separar los efectos significativos de los errores de medida obtienen estimaciones más robustas, permitiendo abordar el estudio de una teoría y de sus relaciones.

## **2.2. Modelo de Medida.**

### **2.2.1. Diferencias con el análisis factorial exploratorio.**

Como se indicó con anterioridad, el modelo de medida ó análisis factorial confirmatorio es un modelo causal con variables latentes -factores o variables no observables-. Además, es una de las dos partes esenciales que ha de tener un modelo de estructuras de covarianza como el diseñado por Jöreskog (1977). Respecto a las variables empleadas, señalar que aunque las latentes no son observables directamente, se pueden medir indirectamente a través de su conexión con otras variables que sí los son (variables observables), y que actúan como indicadores de la construcción subyacente que se supone representan. Ya que se habla de variables, conviene volver a mencionar una de las limitaciones del modelo de medida, es que tanto las variables

observables como latentes han de ser continuas, esto es estar en escala de intervalo o de razón<sup>43</sup>.

El análisis factorial confirmatorio, desarrollado a finales de los años sesenta y principios de los setenta (Jöreskog, 1969; Lewley y Maxwell, 1971), **difiere significativamente del análisis factorial exploratorio, tanto en los objetivos como en los supuestos de partida.**

Respecto a los objetivos, mientras que el análisis factorial exploratorio pretende la reducción de la dimensión, planteando un modelo en que las variables observables son una combinación lineal de unos factores comunes y unos factores únicos, el análisis factorial confirmatorio pretende verificar si un modelo, donde se plantean un conjunto de relaciones causales, se ve refrendado por la información muestral.

Además de esta diferencia de fondo, hay otras que se refieren a los supuestos de partida. Para hacer una revisión de éstas se considerarán dos ejemplos hipotéticos.

Se supondrá un modelo factorial exploratorio donde hay  $p$  variables observables tipificadas  $x_j$  que son combinación lineal de  $m$  factores comunes  $\xi_h$ , cumpliéndose necesariamente que  $m < p$ , y  $p$  factores únicos ó términos de error  $\delta_j$ . Este modelo se puede plasmar en un sistema de ecuaciones lineales que tiene la

---

<sup>43</sup> Sobre las consecuencias de emplear variables discretas vid. el artículo de E. Babakus et al. de 1987.

forma:

$$\left. \begin{aligned} x_1 &= \lambda_{11} \xi_1 + \lambda_{12} \xi_2 + \dots + \lambda_{1m} \xi_m + \delta_1 \\ x_2 &= \lambda_{21} \xi_1 + \lambda_{22} \xi_2 + \dots + \lambda_{2m} \xi_m + \delta_2 \\ &\dots \dots \dots \dots \dots \\ x_j &= \lambda_{j1} \xi_1 + \lambda_{j2} \xi_2 + \dots + \lambda_{jm} \xi_m + \delta_j \\ &\dots \dots \dots \dots \dots \\ x_p &= \lambda_{p1} \xi_1 + \lambda_{p2} \xi_2 + \dots + \lambda_{pm} \xi_m + \delta_p \end{aligned} \right\}$$

En forma matricial el sistema se puede expresar como:

$$x = A\xi + \delta \quad (2.2.1.)$$

donde  $x$  es un vector  $px1$  de variables observables,  $A$  una matriz de cargas factoriales de dimensión  $pxm$ ,  $\xi$  un vector  $mx1$  de factores comunes y  $\delta$  un vector de factores únicos.

Sobre (2.2.1.) se aplican las siguientes **hipótesis de partida**:

1ª) Los factores comunes tienen la matriz de covarianzas:

$$E(\xi\xi') = I$$

que es igual a la matriz identidad  $I$ , lo que implica que la varianza de cada  $\xi$  es igual a la unidad y que los factores comunes están incorrelacionados entre

sí<sup>44</sup>.

2ª) Todas las variables observables se encuentran afectadas por todos los factores comunes, lo que hace que la matriz  $\Lambda$  tenga todos los elementos no nulos:

$$\lambda_{hj} \neq 0 \quad \forall h; j$$

3ª) Los factores únicos están incorrelados entre sí:

$$E(\delta\delta') = \theta$$

siendo  $\theta$  una matriz diagonal, esto supone que las varianzas de los factores únicos pueden ser distintas y que las covarianzas son:

$$\text{Cov}(\delta_j, \delta_i) = 0, \quad \forall i \neq j.$$

4ª) Cada variable observable se relaciona, además de con todos los factores comunes, con un factor único.

5ª) Los factores únicos y comunes se encuentran incorrelados entre sí:

$$E(\xi\delta') = E(\delta\xi') = 0$$

---

<sup>44</sup> Si se aplica una rotación oblicua tendrán correlaciones no nulas (véase Uriel, 1995, p. 361 y ss.).

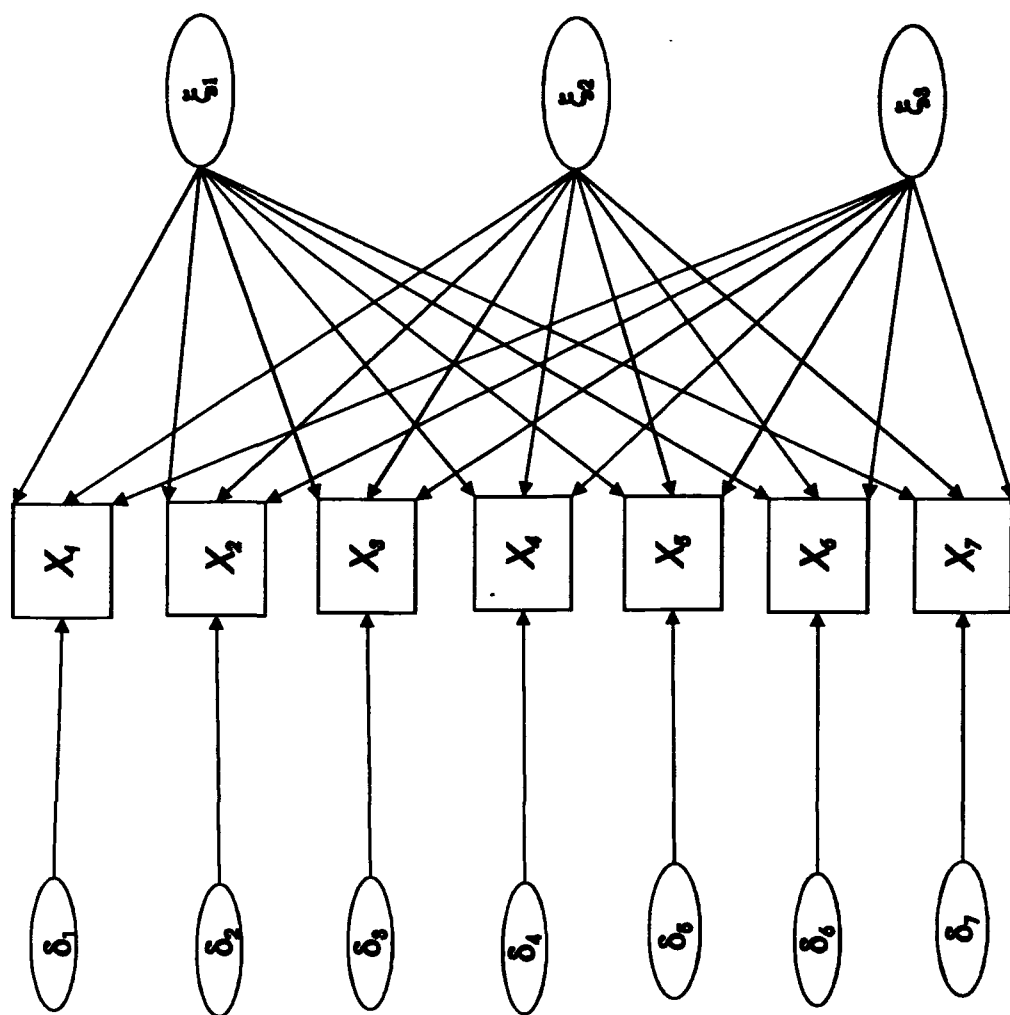
Además de estos supuestos son necesarios otros para estimar las cargas factoriales: si se utiliza el método de Máxima Verosimilitud se supone que las variables observables siguen una distribución normal multivariante. Por último, como ilustración de un análisis factorial exploratorio observar el Cuadro 2.2.1. de la página siguiente, donde aparecen siete variables observables  $x_j$  que están dentro de cuadrados<sup>45</sup>, tres factores comunes  $\xi_h$  y siete factores únicos  $\delta_j$  que están dentro de elipses. Las flechas en líneas rectas indican el efecto causal de cada factor sobre cada variable observable y las flechas en líneas discontinuas o curvas las covariaciones entre los factores comunes, que en este caso son igual a cero<sup>46</sup> y por eso no aparecen.

---

<sup>45</sup> Esta forma de representación, y las que siguen, son las usuales en los diagramas causales.

<sup>46</sup> En el caso de rotación oblicua son diferentes de cero.

CUADRO 2.2.1.  
Ilustración de un modelo factorial exploratorio





Como puede observarse, tras la breve descripción del análisis factorial exploratorio, éste no permite la imposición de restricciones significativas que son esenciales en la modelización. En cambio, el análisis factorial confirmatorio permite al investigador imponer restricciones sustentadas en un modelo teórico o en la experiencia empírica anterior.

**Las restricciones que permite introducir el análisis factorial confirmatorio pueden ser de varios tipos<sup>47</sup> :**

1º) Aquellas que afectan a los pares de factores comunes -a partir de ahora simplemente factores-. Habrá pares de factores con covarianzas o correlaciones fijadas de antemano, en cero u otro valor. El resto de las relaciones lineales entre factores son objeto de estimación.

2º) Aquellas que se refieren a la asociación entre las variables observables y los factores. Algunas de las cargas factoriales -coeficientes- aparecen con un valor fijo. Las demás cargas no sujetas a restricción, esto es las libres, han de ser estimadas.

3º) Las que se refieren a los factores únicos -a partir de ahora errores de medida, ya que son los términos de error de las variables observables-. Se

---

<sup>47</sup> Vid. Bentler, 1985.

pueden igualar a cero algunas de las  $\delta$  o algunos errores pueden estar correlacionados.

4°) Las de tipo lógico que imponen ciertas condiciones a los parámetros: que dos parámetros sean iguales; que sean mayores o menores que cierto valor o que otro parámetro...

Una vez que se tiene el modelo con restricciones completamente especificado, y se ha demostrado identificado, se estiman los parámetros. A continuación, se utilizan test estadísticos<sup>48</sup> para comprobar si los datos muestrales *confirman* el modelo propuesto; si no fuera así se pueden introducir nuevas restricciones o relajar las restricciones anteriores buscando la significación, o rechazar el modelo sin más.

"En la práctica, el investigador puede no tener un único y convincente modelo en mente. En cambio, una teoría puede sugerir un puñado de modelos igualmente razonables. O el investigador puede encontrar que el modelo sugerido por la teoría no queda ajustado. En cualquier caso, el modelo factorial confirmatorio puede ser utilizado de una forma exploratoria." (Long, J.S., 1994, p.225). De hecho la mayoría de los paquetes informáticos proporcionan medidas de bondad de ajuste, así como pruebas estadísticas que muestran qué restricciones hay que relajar o qué otras nuevas hay que introducir para mejorar el

---

<sup>48</sup> Como el de la  $\chi^2$  o el índice de Bentler-Bonett.

ajuste; y de este modo, ir explorando hasta conseguir un modelo que se ajuste apropiadamente a los datos.

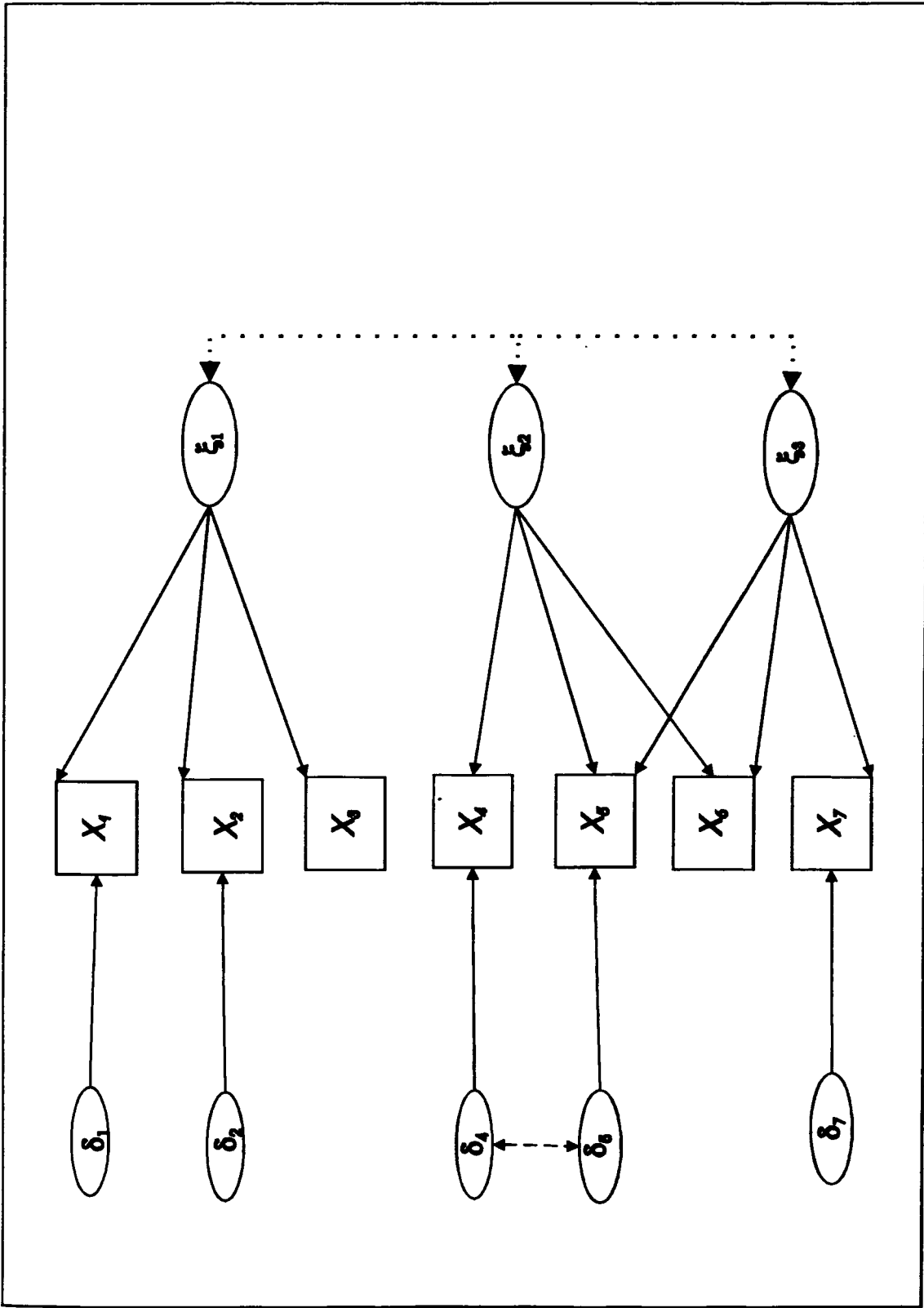
Un ejemplo de análisis factorial confirmatorio puede verse en el Cuadro 2.2.2. de la página siguiente. En éste se consideran siete variables observables, tres factores y cinco errores de medida. Cada factor explica algunas variables observables -en el análisis factorial exploratorio todas-, algunos factores pueden covariar con otros -en el análisis factorial exploratorio no-, hay alguna variable observable que no tiene término de error -en el análisis factorial exploratorio todas lo tienen- y hay errores correlacionados -en el análisis factorial exploratorio no puede haberlos-.

Estas diferencias tienen que ver con los supuestos de partida del análisis factorial confirmatorio, supuestos que serán detallados en el apartado (2.2.2.) dedicado a la especificación del modelo.

### **2.2.2. Especificación del modelo.**

La especificación del modelo es el primer paso en la modelización del análisis factorial confirmatorio. Consiste en un "conjunto de supuestos empleados para trazar inferencias a partir de los datos" (E. Leamer, 1987, p. 432).

CUADRO 2.2.2.  
Ilustración de un modelo factorial confirmatorio



**En la especificación se han de tener en cuenta los siguientes aspectos:**

1º) El número  $m$  de factores -comunes-  $\xi$ .

2º) El número  $p$  de variables observables  $x$ .

3º) Las varianzas y covarianzas de los factores, que vienen recogidas en la matriz simétrica de dimensión  $m \times m$   $\Phi = E(\xi\xi')$

4º) Las relaciones entre las variables observables -que son consideradas dependientes- y los factores -que son tomados como variables independientes-. Se supone -como se verá en 5º)- que esta relación es lineal<sup>49</sup>.

5º) Las relaciones entre las variables observables y los términos de error  $\delta$  -que también son tratados como variables independientes-. Así las relaciones señaladas en 4º) y 5º) se suelen expresar con flechas en los diagramas causales (véase Cuadro 2.2.2. supra) o mediante las llamadas ecuaciones factoriales, que tienen la forma general:

$$x_j = \lambda_{j1}\xi_1 + \dots + \lambda_{jm}\xi_m + \delta_j$$

siendo  $j=1\dots p$ . Pudiéndose dar el caso de que algún/os  $\lambda_{jh} = 0$ .

---

<sup>49</sup> Hay casos en que no se exige la linealidad, vid. R. Ping, 1995.

El conjunto de las  $p$  ecuaciones configuran un sistema de ecuaciones lineales que se puede representar, en forma matricial, como se vio:

$$\mathbf{x} = \mathbf{A}\boldsymbol{\xi} + \boldsymbol{\delta} \quad (2.2.1.)$$

donde  $\mathbf{x}$  es el vector  $p \times 1$  de variables observables,  $\mathbf{A}$  la matriz  $p \times m$  de coeficientes,  $\boldsymbol{\xi}$  el vector  $m \times 1$  de factores y  $\boldsymbol{\delta}$  el vector de errores de medida. Además, algunos de los elementos de  $\mathbf{A}$  son iguales a cero y algunos de  $\boldsymbol{\delta}$  pueden serlo.

6°) Las varianzas y covarianzas de los errores, que vienen recogidas en la matriz simétrica  $\boldsymbol{\theta} = E(\boldsymbol{\delta}\boldsymbol{\delta}')$  de dimensión  $p \times p$ .

Estas seis consideraciones han de cumplir tres supuestos:

1°) Todas las variables están medidas en desviaciones respecto a la media o están tipificadas.

$$E(\mathbf{x}) = \mathbf{0}$$

$$E(\boldsymbol{\xi}) = \mathbf{0}$$

$$E(\boldsymbol{\delta}) = \mathbf{0}$$

De este modo  $E(\mathbf{x}\mathbf{x}')$  es una matriz simétrica  $p \times p$  de varianzas y covarianzas. El elemento  $ij$  de  $\boldsymbol{\Sigma}$  es  $\sigma_{ij}$

$= E(x_i x_j)$ , que es el valor de la covarianza poblacional entre las variables  $x_i$  y  $x_j$ , y los elementos situados en la diagonal principal son las varianzas poblacionales  $\sigma_i^2 = E(x_i^2)$ . Si las variables están tipificadas  $\Sigma$  es la matriz de correlaciones, con unos en la diagonal principal y correlaciones  $\rho_{ij}$  entre cada par de variables fuera de la diagonal principal.

2º) El número de factores es menor que el número de variables observables,  $m < p$ .

3º) Los errores y los factores están incorrelados:

$$E(\xi \delta') = E(\delta \xi') = 0$$

Ejemplos de especificaciones de análisis factorial confirmatorio aparecen en todos los textos sobre el tema. Los más conocidos son el de Wheaton (1978), en el que dos variables latentes se refieren al desorden psicológico en dos momentos temporales distintos 1967 y 1971<sup>50</sup> y el de Long (1983) en el que tres rasgos -factores- son medidos por tres métodos cada uno -variables observables-, es decir es un modelo multirasgo-multimétodo<sup>51</sup>. En general todos muestran que las relaciones entre las variables observables y las variables latentes -factores y errores- quedan especificadas de forma parecida a la

---

<sup>50</sup> Vid. Bentler, 1985, p. 22 y ss..

<sup>51</sup> Vid. Visauta, 1986, p. 92 y ss..

regresión múltiple. Pero con una diferencia substancial, mientras que en las dos formas de análisis, regresión múltiple y análisis factorial, las variables dependientes -x- son observables, las independientes - $\xi$  y  $\delta$  en el análisis factorial confirmatorio- son observables sólo en el caso de la regresión. Consecuentemente no es posible determinar los coeficientes contenidos en  $\Lambda$  haciendo una regresión de  $x$  sobre  $\xi$  y  $\delta$ . Es necesario basar la estimación en el estudio de la estructura de varianzas y covarianzas de las variables observables  $\Sigma$ .

Se ha visto que la matriz  $\Sigma = E(x x')$  recoge las varianzas y covarianzas de las variables observables. Substituyendo en esta expresión la ecuación (2.2.1.):

$$\Sigma = E [(\Lambda \xi + \delta) (\Lambda \xi + \delta)']$$

operando convenientemente

$$\begin{aligned} \Sigma &= E [(\Lambda \xi + \delta) (\xi' \Lambda' + \delta')] = \\ &= E [\Lambda \xi \xi' \Lambda' + \Lambda \xi \delta' + \delta \xi' \Lambda' + \delta \delta'] = \\ &= E(\Lambda \xi \xi' \Lambda') + E(\Lambda \xi \delta') + E(\delta \xi' \Lambda') + E(\delta \delta') = \end{aligned}$$

considerando que la matriz de cargas factoriales  $\Lambda$  no contiene variables aleatorias, se puede escribir

$$= \Lambda E(\xi \xi') \Lambda' + \Lambda E(\xi \delta') + E(\delta \xi') \Lambda' + E(\delta \delta')$$



recordando, además, que  $E(\xi\delta') = E(\delta\xi') = 0$ ;  $E(\xi\xi') = \Phi$  y  $E(\delta\delta') = \theta$ , queda:

$$\Sigma = \Lambda\Phi\Lambda' + \theta \quad (2.2.2.)$$

La expresión (2.2.2.) es la ecuación de covarianza del modelo de medida. Esta ecuación contiene: a la izquierda,  $p(p+1)/2$  varianzas y covarianzas de las variables observables; y a la derecha,  $p \times m$  posibles cargas factoriales,  $m(m+1)/2$  varianzas y covarianzas de los factores y  $p(p+1)/2$  varianzas y covarianzas de los términos de error. De este modo la matriz de varianzas y covarianzas de las variables observables, con  $p(p+1)/2$  elementos distintos, queda descompuesta en tres matrices  $\Lambda$ ,  $\Phi$  y  $\theta$ , que tienen  $[(p \times m) + m(m+1)/2 + p(p+1)/2]$  elementos, de los que algunos serán desconocidos y será necesario estimar.

La matriz  $\Sigma$  no es directamente observable, pero sí lo es la matriz de varianzas y covarianzas muestrales  $V$ , que puede ser empleada como una estimación de aquélla. Al emplearse  $V$  también pueden obtenerse estimaciones de los parámetros desconocidos de  $\Lambda$ ,  $\Phi$  y  $\theta$ . Esto se hará minimizando una función de ajuste.

### 2.2.3. Identificación del modelo.

Antes de realizar la estimación de los parámetros del modelo es necesario comprobar si éste queda identificado<sup>52 53</sup>.

Este requisito también se exige en todos los modelos multivariantes. Por eso se tiene un conjunto de reglas que han de satisfacerse para conseguir la identificación. Por ejemplo, el modelo multiecuacional econométrico queda identificado si lo están cada una de las ecuaciones que lo componen<sup>54</sup>. Sin embargo, en el análisis factorial confirmatorio reglas similares a la descrita tan sólo se pueden aplicar en algunas ocasiones. Es esta limitación -no existencia de reglas universales- la que convierte a la identificación en el problema más importante que se plantea en el modelo de medida.

Para entender esta limitación<sup>55</sup> considérese la ecuación (2.2.2.)  $[\Sigma = \Lambda\Phi\Lambda' + \Theta]$ , a no ser que se impongan restricciones en los parámetros de la ecuación, existen infinitas

---

<sup>52</sup> La identificación se refiere a si los parámetros quedan determinados unívocamente.

<sup>53</sup> "El estudio de la identificabilidad se emprende para explorar las limitaciones de la inferencia estadística (cuando trabajamos con datos económicos) o para especificar que tipo de información a priori es necesaria para hacer que los parámetros sean estimables. Este es un problema fundamental concomitante con la existencia de una estructura" (Ch. Hsiao, 1987, p.715).

<sup>54</sup> Cada ecuación será identificable si se cumple que: "la matriz  $A_0$  de coeficientes de todas las ecuaciones, excepto la estudiada, correspondiente a coeficientes nulos de la ecuación cuya identificabilidad quiere determinarse, deberá tener un rango igual al número de ecuaciones (endógenas del sistema) menos una" (Pulido, 1989, p. 371).

<sup>55</sup> Vid. Bentler, 1982, p. 761.

soluciones que la satisfacen. Para verlo, supóngase una matriz  $T$  de dimensión  $m \times m$  invertible ( $\exists T^{-1}$ ), que permite redefinir las matrices  $\Lambda$ ,  $\xi$  y  $\Phi$  de la forma:

$$\Lambda^* = \Lambda T^{-1}$$

$$\xi^* = T \xi$$

$$\Phi^* = T \Phi T'$$

de modo que, tanto las matrices y vectores transformados como los originales, satisfacen las ecuaciones (2.2.1.) y (2.2.2.):

$$\begin{aligned} x &= \Lambda^* \xi^* + \delta = (\Lambda T^{-1}) (T \xi) + \delta = \\ &= \Lambda (T^{-1}T) \xi + \delta = \Lambda \xi + \delta \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Sigma &= \Lambda^* \Phi^* \Lambda^{*'} + \theta = (\Lambda T^{-1}) (T \Phi T') (\Lambda T^{-1})' + \theta = \\ &= \Lambda (T^{-1}T) \Phi (T'T'^{-1}) \Lambda' + \theta = \Lambda \Phi \Lambda' + \theta \end{aligned}$$

Esto viene a significar que, como hay infinito número de matrices distintas de las originales que son invertibles, habrá infinitas soluciones para el modelo; y por tanto, éste no será identificable. Para resolver este problema se han de imponer restricciones adecuadas, basadas en consideraciones teóricas o en la experiencia empírica anterior. Pero aún así, esto no es una garantía plena de que la identificación sea alcanzada<sup>56</sup>.

A pesar de esta dificultad, existe un conjunto de condiciones que permiten aclarar cuándo un modelo es

---

<sup>56</sup> Vid. Long, S., 1994, p. 281 y ss..

**identificable:**

1ª) **Condición necesaria:** el número de unidades de información de la matriz de varianzas y covarianzas de la muestra  $V [p(p+1)/2]$  ha de ser mayor que el número de parámetros a estimar en las matrices  $\Lambda$ ,  $\theta$  y  $\Phi [p(p+1)/2 + m(m+1)/2 + (pxm)]^{57}$ .

2ª) **Condición suficiente:** Jöreskog (1979) señala que un modelo será identificable si cumple que:

a)  $\Phi$  es una matriz definida positiva, con unos en la diagonal principal. Esto es, que las varianzas de los factores sean iguales a la unidad.

b)  $\theta$  es una matriz diagonal; esto significa que no hay correlación entre los términos de error.

c)  $\Lambda$  tiene al menos  $m-1$  elementos igual a cero en cada columna. Como cada columna tiene  $p$  elementos -igual al número de variables observables-, y como ha de cumplirse que  $m < p$ , cada factor puede explicar como máximo  $p-m+1$  variables observables<sup>58</sup>.

---

<sup>57</sup> Vid. Monfort, 1978.

<sup>58</sup> Por ejemplo, si tuviéramos diez variables observables explicadas por cuatro factores, cada factor como máximo podría explicar siete variables.

d) Considerando que,  $\Lambda^k$  ( $k=1,2,3\dots m$ ) es una submatriz de  $\Lambda$  que se obtiene fijando los  $\lambda_{jh}$  ( $h \neq k$ ) correspondientes a aquellos  $\lambda_{jk} = 0$ , habrá  $m$  posibles submatrices que deben cumplir que su rango sea igual a  $m-1$ <sup>59</sup>.

Sin embargo, esta condición suficiente es demasiado restrictiva. Impone que los términos de error no estén correlacionados, eliminando una de las diferencias con el análisis factorial exploratorio. Además, soslaya modelos que sí están identificados, pero que imponen otro tipo de restricciones -de igualdad de parámetros o de valores fijos diferentes de cero-.

---

<sup>59</sup> Por ejemplo, si se tiene la siguiente matriz  $\Lambda$ , correspondiente a cuatro VO y dos factores, donde las dos primeras variables se suponen explicadas por el primer factor y las dos últimas por el segundo:

$$\Lambda = \begin{bmatrix} \lambda_{11} & 0 \\ \lambda_{21} & 0 \\ 0 & \lambda_{32} \\ 0 & \lambda_{42} \end{bmatrix}$$

habrá 2 submatrices

$$\Lambda^1 = \begin{bmatrix} \lambda_{32} \\ \lambda_{42} \end{bmatrix}$$

$$\Lambda^2 = \begin{bmatrix} \lambda_{11} \\ \lambda_{21} \end{bmatrix}$$

que tienen rango igual a uno ( $m-1=2-1=1$ ), como se exige en esta condición.

3ª) **Condición necesaria y suficiente:** Si se demuestra que cada uno de los parámetros del modelo se pueden resolver de forma única a partir de la matriz de varianzas y covarianzas poblacional, el modelo estará identificado. En caso contrario, estará sobreidentificado si al menos un parámetro tiene más de una solución, y será no identificado si existe algún parámetro que no tiene forma de ser estimado<sup>60</sup>. Esto supone que ha de resolverse teóricamente el sistema que se plantea en la ecuación 2.2.2., poniendo cada parámetro en función de las varianzas y/o covarianzas de las variables observables.

Además de estas tres condiciones, se han propuesto un abanico de **soluciones de tipo práctico** que en ningún caso son categóricas. Así, Jöreskog y Sörbom<sup>61</sup> proponen que cuando se estima el modelo siguiendo el método de máxima verosimilitud, es una **condición necesaria de identificación que la matriz de información sea definida positiva**; pero señalan: "Sin embargo, uno debe ser consciente que esta prueba no es cien por cien fiable, aunque la experiencia indica que casi lo es"<sup>62</sup>. Si la matriz de información es singular el modelo no está identificado -multicolinealidad-, y su rango indica el número de parámetros identificados. También proponen otra solución práctica que consiste en ejecutar el programa LISREL utilizando, en un caso,

---

<sup>60</sup> Vid. Visauta, 1986, pp. 103-105.

<sup>61</sup> 1988, p. 17 y ss..

<sup>62</sup> Op.cit. pp. 17-18.

la matriz de varianzas y covarianzas de las variables observables, y en otro, la muestra directamente. Si el resultado es el mismo en las dos situaciones, es probable que el modelo esté identificado. Aunque, como señala Bentler (1982, p. 761): "que esta postura empírica deba ser adoptada para evaluar modelos complejos, es teóricamente inadecuada. La identificación es un problema de la población, independientemente de las consideraciones muestrales"<sup>63</sup>.

Existe otro problema básico, asociado a la identificación, que es bastante común: la **indeterminación de la escala de medida en los factores**. Sin fijar la escala de la variable latente -esto es sin dar un valor a su varianza- no es posible analizar las cargas factoriales. Es más, en el modelo de medida no es posible estimar simultáneamente los coeficientes de las ecuaciones y las varianzas de los factores. Para entender adecuadamente este punto se analizará un caso muy simple: una variable observable  $x_j$  que depende de un solo factor  $\xi_h$ :

$$x_j = \lambda_{jh} \xi_h + \delta_j \quad (2.2.3.)$$

además

---

<sup>63</sup> Si se quiere tener información sobre otros métodos prácticos para el estudio de la identificación, se puede ver Hayduk, 1987, pp. 149-150, donde se mencionan los basados en diferentes formas de estimación de los parámetros: partiendo de diferentes valores iniciales; considerando unas veces como fijo y otras como libre el valor de un parámetro...

$$\begin{aligned}\text{Var}(x_j) &= \lambda_{jh}^2 \text{Var}(\xi_h) + \text{Var}(\delta_j) + 2 \lambda_{jh} \text{Cov}(\xi_h \delta_j) = \\ &= \lambda_{jh}^2 \text{Var}(\xi_h) + \text{Var}(\delta_j) \quad (2.2.4.)\end{aligned}$$

expresión (2.2.4.) que se consigue tras aplicar uno de los supuestos del modelo: la no correlación entre los factores y los términos de error ( $\text{Cov}(\xi_h \delta_j) = 0$ ). A continuación, se supone un segundo factor  $\xi_h^*$  que se obtiene cambiando la escala de  $\xi_h$ ; esto es,  $\xi_h^* = k \xi_h$  siendo  $k$  una constante arbitraria diferente de cero. Esta transformación hace que la carga factorial<sup>64</sup> se modifique en sentido inverso al cambio de escala del factor,  $\lambda_{jh}^* = \lambda_{jh}/k$ . Ante este cambio las ecuaciones (2.2.3.) y (2.2.4.) quedan inalteradas:

$$\begin{aligned}x_j &= \lambda_{jh}^* \xi_h^* + \delta_j = (\lambda_{jh}/k) (k \xi_h) + \delta_j = \\ &= \lambda_{jh} \xi_h + \delta_j\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\text{var}(x_j) &= \lambda_{jh}^{*2} \text{var}(\xi_h^*) + \text{var}(\delta_j) = \\ &= (\lambda_{jh}^2/k^2) (k^2 \text{var}(\xi_h)) + \text{var}(\delta_j) = \\ &= \lambda_{jh}^2 \text{var}(\xi_h) + \text{var}(\delta_j)\end{aligned}$$

Se demuestra que es posible explicar  $x_j$  empleando  $\lambda_{jh}$ ,  $\xi_h$  y  $\delta_j$ , ó a través de  $\lambda_{jh}^*$ ,  $\xi_h^*$  y  $\delta_j$ , obteniéndose idéntica solución en los dos casos. Por lo tanto, no es posible determinar  $\lambda_{jh}$  y  $\text{var}(\xi_h)$  simultáneamente y conseguir que el modelo sea identificable. La solución está en fijar el valor de uno de los dos elementos implicados: la carga factorial o la varianza del

---

<sup>64</sup> La carga factorial es la variación de la variable observable ante un cambio de una unidad del factor, *ceteris paribus* el resto de los elementos de la ecuación.



factor; siendo esta última restricción la que se impone de manera más frecuente.

#### 2.2.4. Estimación de los parámetros.

##### 2.2.4.1. Introducción a los métodos de estimación.

Una vez cubiertas las dos etapas anteriores: especificación e identificación<sup>65</sup>, es posible abordar la estimación del modelo. Estimar en este caso, consiste en hallar los valores de los elementos libres de las matrices con restricciones  $\Lambda^x$ ,  $\Phi^x$ ,  $\theta^x$  y  $\Sigma^x$  [que se convertirán al final del proceso en las estimadas  $\Lambda^*$ ,  $\Phi^*$ ,  $\theta^*$  y  $\Sigma^*$ ] de forma que generen una matriz estimada de varianzas y covarianzas  $\Sigma^*$  lo más parecida posible a la matriz de varianzas y covarianzas muestral  $V$ .

La forma de medir la proximidad de cada  $\Sigma^x$  y  $V$ , para obtener al final  $\Sigma^*$ , es a través de la función de ajuste. Esta es diferente en cada método de estimación, y puede representarse de forma genérica como:

$$F(V; \Sigma^x) = F(V; \Lambda^x, \Phi^x, \theta^x) \quad (2.2.5.)$$

Para saber la forma exacta de esta función ha de

---

<sup>65</sup> Los parámetros objeto de estimación son función tan solo de las varianzas y covarianzas de las variables observables. Para lograrlo se tienen que haber fijado un conjunto de restricciones apropiadas (por ejemplo, que las varianzas de los factores son iguales a uno; que algunas cargas factoriales son iguales a cero...).

escogerse un método de estimación<sup>66</sup>. Una vez hecha la elección, se selecciona la combinación de valores de los parámetros - estimaciones- que la minimiza.

Normalmente se consideran tres **métodos de estimación**, aunque en realidad pueden ser muchos más. Para ver esta variedad considerese el **Modelo General de Relaciones Estructurales**, elaborado por Bentler y Weeks<sup>67</sup> (1979, 1980), que tiene la siguiente función general de ajuste:

$$Q(\theta) = (s - \sigma(\theta))'W(s - \sigma(\theta)) \quad (2.2.6.)$$

donde  $s$  es el vector donde se recogen las varianzas y covarianzas no redundantes de  $V$ ,  $\sigma(\theta)$  el vector de parámetros a estimar -que, en cierta forma, representa la estructura de covarianzas del modelo- y  $W$  una matriz de ponderaciones que puede ser definida de varias formas según la función de distribución asumida<sup>68</sup> y el sistema de ponderaciones<sup>69</sup>.

Considerando las distintas alternativas para  $W$  se tienen nueve métodos de estimación: mínimos cuadrados (LS), mínimos cuadrados generalizados (GLS), máxima verosimilitud (ML),

---

<sup>66</sup> Elección que puede hacerse atendiendo al tamaño muestral y a la forma de la función de distribución conjunta de las variables observables.

<sup>67</sup> Que es la base del programa EQS.

<sup>68</sup> normal, elíptica -normal rotada- o arbitraria.

<sup>69</sup> no ponderado, con ponderaciones fijas o ponderaciones sucesivas.

mínimos cuadrados elípticos (ELS), mínimos cuadrados generalizados elípticos (EGLS), mínimos cuadrados elípticos con ponderaciones sucesivas (ERLS), mínimos cuadrados arbitrarios (ALS ó ULS), mínimos cuadrados generalizados arbitrarios (AGLS) y mínimos cuadrados arbitrarios con ponderaciones sucesivas (ARLS). Estos quedan recogidos en el Cuadro 2.2.1. donde aparecen en **negrita** los tres más empleados que serán vistos en detalle.

**CUADRO 2.2.1**  
**Métodos de estimación según Bentler**

Sistema Ponderaciones	Distribución		
	Normal	Elíptica	Arbitraria
No Ponderado	LS	ELS	<b>ALS</b>
P. Fijas	<b>GLS</b>	EGLS	AGLS
P. Sucesivas	<b>ML</b>	ERLS	ARLS

Fuente: Bentler 1985

**2.2.4.2. Estimación por el método de Mínimos Cuadrados no Ponderados (U.L.S. ó A.L.S.).**

Las estimaciones que aplican este método se basan en la siguiente función de ajuste:

$$F_{ULS}(V; E^r) = \text{tr}[(V - E^r)^2] \quad (2.2.7.)$$

donde  $\text{tr}$  representa la traza de la matriz,  $V$  es la matriz de varianzas y covarianzas muestral y  $E^r$  es la matriz que recoge los parámetros a estimar.

Este método proporciona estimaciones consistentes<sup>70</sup> sin necesidad de suponer normalidad en la distribución de probabilidad conjunta de las variables observables<sup>71</sup>. Esto significa que se obtienen estimadores insesgados<sup>72</sup> para muestras grandes; pero tiene la contrapartida de que no dispone de ningún test de bondad de ajuste similar al basado en la distribución  $\chi^2$ .

Hay otro problema adicional de fácil solución, conocido como *la dependencia de escala de la función de ajuste*. Este consiste en que el mínimo de la función es diferente según varíen

---

<sup>70</sup> Se dice "que un estimador  $\theta^*$  de un cierto parámetro  $\theta$  es consistente, cuando

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \text{prob. } \theta^* = \theta$$

o lo que es lo mismo

$$\text{Prob } [|\theta^* - \theta| > \epsilon] \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0 \quad \text{Prob } [|\theta^* - \theta| < \epsilon] \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 1$$

Siendo  $n$  el tamaño de la muestra." (Arnaiz, 1978, pp. 539-540).

<sup>71</sup> Vid. Bentler y Weeks, 1980.

<sup>72</sup> Para que se cumpla la consistencia deben verificarse simultáneamente

$$\lim_{n \rightarrow \infty} V(\theta^*) = 0$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E(\theta^*) = \theta$$

esta última condición es la insesgadez asintótica.

las escalas de las variables observables<sup>73</sup>. Para evitar esto se suele trabajar con variables tipificadas, de modo que la matriz  $V$  se convierte en la matriz de correlaciones muestrales.

#### 2.2.4.3. Estimación por Mínimos Cuadrados Generalizados (G.L.S.).

La función de ajuste en este caso es parecida a la mostrada en el caso de ULS, pero los valores aparecen ponderados por una matriz estocástica  $W$  definida positiva, que depende de la matriz  $V$  que converge en probabilidad a una definida positiva cuando el tamaño muestral tiende a infinito (Bentler, 1982, p.761 y ss.).

$$F_{GLS}(V; \Sigma^x) = \text{tr}[(V - \Sigma^x)W]^2 \quad (2.2.8.)$$

En muchas ocasiones se escoge  $W$  suponiendo que converge en probabilidad a  $\Sigma^x^{-1}$ , haciendo por ejemplo  $W = V^{-1}$ , que es lo más usual (vid. Visauta, 1985 y Long, 1994). En este último caso, en que  $W = V^{-1}$ , la función de ajuste queda como sigue :

$$F_{GLS}^*(V; \Sigma^x) = \text{tr}[(V - \Sigma^x)V^{-1}]^2$$

Como demuestran Browne (1974) y Lee (1977), el estimador  $\Sigma^*$  que minimiza la función de ajuste, basándose en la

---

<sup>73</sup> Recuérdese que tanto las varianzas como las covarianzas se ven modificadas ante cambios en la escala de las variables.

convergencia de  $W$  a  $\Sigma^{-1}$  <sup>74</sup>, tiene las siguientes **propiedades asintóticas**:

1ª) **Consistencia**. Supone que el sesgo y la varianza de los estimadores tienden a cero según aumenta el tamaño muestral -nota número 72 de la página 100-.

2ª) **Equivalencia al estimador máximo verosímil**.

3ª) **Es el mejor estimador de su clase** dado que para cualquier otro estimador  $\Sigma^{**}$  la diferencia entre las matrices de varianzas y covarianzas  $\Sigma^{**}$  y  $\Sigma^*$  es semidefinida positiva.

4ª) **Se distribuye como una distribución normal** <sup>75</sup>.

5ª)  $nF_{als}^*$ , donde  $n$  es el tamaño muestral, se distribuye como una  $\chi^2$  con  $\{[p(p+1)/2]-q\}$  grados de libertad, siendo  $p$  el número de variables observables y  $q$  el número de parámetros a estimar.

---

<sup>74</sup>  $\lim_{n \rightarrow \infty} P(W) = \Sigma^{-1}$

<sup>75</sup> Una sucesión de estimadores de  $\theta$ , llamada  $\{\theta_n^*\}$ , tiene como límite un *óptimo asintóticamente normal* cuando se cumplen:

(i)  $\lim_{n \rightarrow \infty} \sqrt{n}(\theta_n^* - \theta) \rightarrow N(0; \sigma)$ .

(ii)  $\lim_{n \rightarrow \infty} P(|\theta_n^* - \theta| \geq \epsilon) = 0$ .

(iii) No existe otra sucesión que cumpla i y ii y tenga menor varianza.

Este método supone que las variables observables siguen una distribución normal multivariante<sup>76</sup>. Esto, como es bien conocido, es de difícil comprobación; aunque se han hecho intentos de verificación del supuesto de normalidad multivariante<sup>77</sup>, no hay una solución definitiva<sup>78</sup>. La violación de este supuesto, como señalan Bentler y Weeks (1982), "es una cuestión abierta", "virtualmente no hay nada sabido sobre la robustez de aquellas estimaciones" que no cumplen la normalidad.

#### 2.2.4.4. Estimación por Máxima Verosimilitud (M.L.).

Partiendo del trabajo de Atchinson y Silvey (1958), que sentaron las bases estadísticas para obtener y evaluar estimaciones con restricciones ML, y de la investigación de Lee y Bentler (1980), Bentler (1982) propone la siguiente función de

---

<sup>76</sup> La distribución normal multivariante es:

$$f(x_1, x_2, \dots, x_p) = \frac{1}{|\Sigma|^{1/2} (2\pi)^{p/2}} \cdot e^{-\frac{1}{2} \cdot (x-\mu)' \Sigma^{-1} (x-\mu)}$$

donde  $\mu$  es el vector de medias poblacionales,  $x$  es el vector de valores de las  $p$  variables y  $\Sigma$  es la matriz de varianzas y covarianzas.

<sup>77</sup> Vid. Mardia, 1980, donde se repasan las pruebas de normalidad más importantes, tanto univariantes como multivariantes.

<sup>78</sup> Sin embargo, en la mayoría de los paquetes estadísticos al uso, se incorporan pruebas de este supuesto: EQS utiliza el coeficiente de curtosis multivariante de Mardia (vid. Bentler, 1985, p. 3).

ajuste siguiendo el método de máxima verosimilitud:

$$F_{ML}(V; \Sigma^x) = \underbrace{tr(V\Sigma^{x-1})}_{(a)} + \underbrace{\log|\Sigma^x|}_{(b)} - \underbrace{\log|V|}_{(c)} - \underbrace{p}_{(d)} \quad (2.2.9.)$$

Para entender esta función, piénsese que si las matrices  $V$  y  $\Sigma^x$  están muy próximas  $tr(V\Sigma^{x-1}) \approx p$ , con lo que  $tr(V\Sigma^{x-1}) - p \approx 0$ , elementos que aparecen recogidos en los términos (a) y (d) de la expresión de ajuste. Además, considerando de nuevo la semejanza de las dos matrices, los logaritmos de los determinantes contenidos en las partes (b) y (c) tenderán también a anularse cuando la diferencia entre ellas sea pequeña.

Para hallar (2.2.9.) hay que considerar la función de densidad muestral de  $V$ , conocida como distribución de Wishart<sup>79</sup>:

$$W(V; \Sigma, n) = \frac{e^{-\frac{1}{2} n tr(V\Sigma^{-1})} |nV|^{\frac{1}{2}n(n-p-1)}}{|\Sigma|^{\frac{1}{2}n} 2^{\frac{1}{2}np} \pi^{\frac{1}{2}p(p-1)} \prod_{i=1}^p \Gamma(\frac{1}{2}(n+1-i))} \quad (2.2.10.)$$

donde  $n$  es una muestra aleatoria de  $N$  individuos que proceden de una población normal multivariante con matriz de varianzas y covarianzas  $\Sigma$  y un vector de medias  $\mu$ . El número de variables es  $p$  y  $\Gamma$  la función gamma<sup>80</sup>.

<sup>79</sup> John Wishart fue quién primero la calculó en 1928.

<sup>80</sup> Vid. Evans et al., 1993, pp. 75-81.



Esta fórmula puede simplificarse, dado que lo que interesa es maximizar la función de ajuste, no hallar un valor concreto de  $W$ . La matriz  $\Sigma$  es el único elemento de (2.2.10.) que puede variar para maximizar la función de verosimilitud; esto es, la mayoría de los términos de la ecuación permanecen constantes una vez que se ha seleccionado la muestra. Si a estos se les llama  $C$  se obtiene

$$W(V; \Sigma, n) = \frac{e^{-\frac{1}{2} n \text{tr}(\Sigma^{-1} V V^T)}}{|\Sigma|^{\frac{1}{2}n}} \cdot C \quad (2.2.11.)$$

Si se escoge el modelo correcto y el conjunto óptimo de estimaciones de los coeficientes, se cumple que  $\Sigma = V$ ; alcanzándose, al mismo tiempo, el máximo valor para (2.2.11.)

$$\max W(V; \Sigma, n) = \frac{e^{-\frac{1}{2} n \text{tr}(\Sigma^{-1} V V^T)}}{|V|^{\frac{1}{2}n}} \cdot C \quad (2.2.12.)$$

La razón de verosimilitud  $\lambda$  es el cociente entre (2.2.11.) y (2.2.12.) :

$$\lambda = \frac{e^{-\frac{1}{2} n \text{tr}(\Sigma^{-1} V V^T)} |\Sigma|^{\frac{1}{2}n}}{e^{-\frac{1}{2} n \text{tr}(\Sigma^{-1} V V^T)} |V|^{\frac{1}{2}n}} \quad (2.2.13.)$$

tomando logaritmos neperianos queda:

$$\begin{aligned} \ln \lambda &= -\frac{1}{2}n \operatorname{tr}(\mathbf{V}\mathbf{\Sigma}^{-1}) + \frac{1}{2}n \ln |\mathbf{\Sigma}| + \frac{1}{2}n \operatorname{tr}(\mathbf{V}\mathbf{V}^{-1}) + \frac{1}{2}n \ln |\mathbf{V}| = \\ &= -\frac{1}{2}n [\operatorname{tr}(\mathbf{V}\mathbf{\Sigma}^{-1}) + \ln |\mathbf{\Sigma}| - \operatorname{tr}(\mathbf{V}\mathbf{V}^{-1}) - \ln |\mathbf{V}|] \end{aligned}$$

que es la función que hay que maximizar. Considerando que  $\operatorname{tr}(\mathbf{V}\mathbf{V}^{-1}) = p$ <sup>81</sup> y que el signo negativo al comienzo de la expresión, implica que maximizar el logaritmo de la razón de verosimilitud equivale a minimizar lo que está entre paréntesis, se tiene:

$$F = \operatorname{tr}(\mathbf{V}\mathbf{\Sigma}^{-1}) + \ln |\mathbf{\Sigma}| - \ln |\mathbf{V}| - p$$

que, al tomar la matriz  $\mathbf{\Sigma}$  con restricciones, se convierte en la expresión (2.2.9.), que es la que se pretendía hallar.

Los estimadores ML tienen propiedades asintóticas especialmente interesantes<sup>82</sup>. Por esto y otras razones, es el método más empleado en las Ciencias Sociales<sup>83</sup>. Además, como se indicaba en el método de mínimos cuadrados generalizados, las consecuencias de trabajar con muestras pequeñas, variables

---

<sup>81</sup>  $\mathbf{V}\mathbf{V}^{-1}$  es igual a la matriz identidad  $\mathbf{I}$  de dimensión  $p \times p$ ; por lo tanto la suma de los elementos de la diagonal principal -la traza- es igual a  $p$ .

<sup>82</sup> Como recordatorio de éstas señalar que todo estimador ML tiene las propiedades de consistencia (que viene a suponer insesgadez asintótica); si existe un estimador eficiente es el ML (esto es, la varianza del estimador alcanzará la cota de Cramér-Rao); normalidad y eficiencia asintóticas; si un parámetro tiene un estadístico suficiente el estimador ML es función de él; y es invariante ante transformaciones de los parámetros (invarianza).

<sup>83</sup> Vid. Babakus, 1987.

discretas y funciones de probabilidad no normales, siguen sin ser conocidas convenientemente. Por lo tanto, cuando se presente una de las situaciones señaladas, las estimaciones han de ser analizadas con cautela.

#### **2.2.4.5. Algunas consideraciones prácticas.**

Antes de concluir la revisión sobre los métodos de estimación, es conveniente hacer algunas consideraciones de tipo práctico sobre los mismos.

El análisis factorial confirmatorio aplicado es posible gracias a la existencia de "programas informáticos"<sup>84</sup> que permiten hallar los mínimos de alguna de las tres funciones vistas, y de otras no analizadas. Cuando se ejecuta un programa de sintaxis de uno de aquellos es frecuente encontrarse alguno/s de los cuatro problemas siguientes:

1º) Llegar a un mínimo local que haga creer que se ha alcanzado el mínimo global<sup>85</sup>. Este caso no es infrecuente y puede solventarse reiniciando el programa en ese mínimo.

---

<sup>84</sup> Los más utilizados son EQS y LISREL, cada uno de los cuales tiene sus ventajas: EQS es de manejo más sencillo y LISREL permite una mayor variedad de modelos causales. Sin embargo obtienen estimaciones similares en los modelos causales con variables latentes -véase Mueller, 1996-.

<sup>85</sup> Dado que la ejecución del programa termina cuando las discrepancias son menores que cierto umbral de tolerancia -en EQS 0,001-. Esto es bastante común en todos los procedimientos que operan mediante aproximaciones sucesivas -iteraciones-.

2°) Alcanzar valores de los parámetros que minimizan la función de ajuste que están fuera del rango estadísticamente admisible -varianzas negativas o coeficientes de correlación mayores que uno<sup>86</sup>-. Esto suele ocurrir cuando se trabaja con muestras pequeñas o con modelos especificados incorrectamente.

3°) No convergencia de la función de ajuste. Esto sucede cuando en el programa de sintaxis no se han escogido valores iniciales adecuados o se ha fijado un número insuficiente de iteraciones, de modo que no se llega al umbral de discrepancia -véase nota 85 de la página anterior-.

4°) Cuando la estimación se hace empleando la matriz de varianzas y covarianzas muestral  $V$  el tamaño muestral no interviene en la estimación, solo lo hace en las pruebas de significación -como se verá en el apartado siguiente-. Por lo tanto, algunas de las pruebas estadísticas -por ejemplo de normalidad-, al no emplearse directamente las observaciones, no pueden tomarse en consideración o tan siquiera realizarse.

---

<sup>86</sup> El programa EQS está diseñado para evitar estas situaciones, ya que impone límites a los valores de los parámetros.

### **2.2.5. Pruebas de significación.**

Una vez culminadas las etapas anteriores, llega el momento de evaluar los resultados. Esto se hace, en primer lugar, examinando la consistencia de éstos, comparando los valores alcanzados con las propiedades estadísticas elementales<sup>87</sup>. Seguidamente se emplean pruebas estadísticas que estudian la significación individual de cada parámetro y del modelo en su conjunto. Por último, existen otras pruebas que indican las alternativas -introducir nuevas restricciones o relajar otras- para mejorar el ajuste del modelo; es decir, permiten utilizar el análisis factorial confirmatorio de forma exploratoria -puede iniciarse el análisis con un modelo y acabarse con otro ligeramente diferente, que explique mejor los datos<sup>88</sup>-.

#### **2.2.5.1. Examen inicial de los parámetros.**

Algunos paquetes informáticos imponen límites en los valores de los parámetros<sup>89</sup>; en cambio otros, buscando que las estimaciones sean significativas, no fijan ningún tipo de restricción. En este último caso, es posible encontrar resultados donde aparecen valores atípicos a la vez que pruebas de significación -individual o conjunta- que indican que se ha conseguido un buen ajuste -problema práctico ya mencionado en

---

<sup>87</sup> Por ejemplo, que no haya varianzas negativas.

<sup>88</sup> Modelos anidados.

<sup>89</sup> Varianzas mayores que cero y coeficientes de correlación entre 1 y -1.

2.2.4.5.-. Jöreskog y Sörbom (1988) señalan un conjunto de posibles razones que explican este tipo de anomalías:

1ª) Mala especificación del modelo. Si este es el caso, ha de revisarse.

2ª) Violación del supuesto de normalidad. En algunos casos se han de hacer transformaciones de las variables del tipo Box-Cox<sup>90</sup>.

3ª) Muestras demasiado pequeñas. Esto hace que no sea apropiado emplear algunos métodos de estimación -entre ellos el de máxima verosimilitud-.

4ª) El tipo de datos impide diferenciar unos parámetros de otros. Aunque el modelo este identificado se produce una gran inestabilidad en la estimación de algunos parámetros -esto será aclarado convenientemente al final del subapartado 2.2.5.2.-.

5ª) Se han calculado las covarianzas o las correlaciones eliminando los valores ausentes por pares<sup>91</sup>. De este modo cada covarianza o correlación de la matriz  $V$  está calculada utilizando un tamaño muestral diferente.

---

<sup>90</sup> Vid. Peña, 1986, p. 261 y ss..

<sup>91</sup> 'Missing values' eliminados 'pairwise'.

## 2.2.5.2. Significación individual de cada parámetro.

Cuando se utilizan los métodos de estimación de máxima verosimilitud (ML) y mínimos cuadrados generalizados (GLS), es posible calcular los errores estándar de cada estimador. Así -de forma parecida al contraste de significación de los coeficientes en la regresión lineal<sup>92</sup>- se puede elaborar una prueba estadística que permita determinar si un estimador es significativo.

Denominando genéricamente  $\beta$  al parámetro que se pretende estimar<sup>93</sup>,  $\beta^*$  a su estimador, y  $\sigma^*$  al estimador del error estándar, con las condiciones descritas para los estimadores ML o GLS,  $\beta^*$  se distribuye como una normal con desviación típica igual a  $\sigma^*$ . Por lo tanto, es posible realizar un contraste de significación para la hipótesis nula  $H_0(\beta=0)$  frente a la alternativa  $H_1(\beta \neq 0)$ , para un nivel de significación  $\alpha$ , en el que el estadístico de prueba es:

$$z = \beta^* / \sigma^*$$

---

<sup>92</sup> Si se quiere contrastar la hipótesis nula  $H_0(\beta=\beta_0)$ , siendo  $\beta$  el coeficiente de regresión de una población normal bidimensional, se emplea el estadístico

$$t = \frac{S_x \sqrt{(n-2)}}{S_y \sqrt{(1-r^2)}} (b-\beta_0)$$

que se distribuye como una  $t$  de Student con  $n-2$  grados de libertad. Siendo  $x$  e  $y$  las dos variables,  $n$  el tamaño muestral,  $S_x$  y  $S_y$  las dos desviaciones típicas muestrales,  $r^2$  el coeficiente de correlación lineal y  $b$  el coeficiente de regresión de los datos muestrales.

<sup>93</sup> Que puede ser una carga factorial, una covarianza o una varianza, de las matrices  $\Theta$ ,  $\Phi$  y  $\Lambda$ , de la ecuación 2.2.2..

que se distribuye como una  $N(0,1)$ . Si se compara el valor muestral del estadístico  $z$  con el tabular  $z_{\alpha/2}$ , para un nivel de significación -que casi siempre es del 5%, esto es  $z_{\alpha/2}=1,96^{94}$ -, se tiene la regla de decisión usual: si  $|z| \geq z_{\alpha/2}$  se rechaza  $H_0(\beta=0)$  y el estimador  $\beta^*$  es estadísticamente significativo y si  $|z| < z_{\alpha/2}$  no se puede rechazar  $H_0(\beta=0)$ .

También es posible estimar las covarianzas  $\sigma_{12}^*$  de los estimadores  $\beta_1^*$  y  $\beta_2^*$  de los parámetros  $\beta_1$  y  $\beta_2$ , que tienen unos errores estándar  $\sigma_1^*$  y  $\sigma_2^*$ . De este modo se puede hallar el coeficiente de correlación de Pearson para los dos estimadores:

$$\rho_{12}^* = \sigma_{12}^* / \sigma_1^* \sigma_2^*$$

Si el valor de  $\rho_{12}^*$  es elevado, es difícil distinguir los efectos específicos de cada uno de los estimadores sobre  $\beta_1$  y  $\beta_2$ .

#### 2.2.5.3. Significación conjunta del modelo.

Se puede utilizar una prueba de significación conjunta cuando se ha hecho el ajuste por el método de máxima verosimilitud o de los mínimos cuadrados generalizados. Éste contraste se basa en la distribución  $\chi^2$  de Pearson, con unos grados de libertad  $k$  iguales a la diferencia entre el número de varianzas y covarianzas de las variables observables  $[p(p+1)/2]$

---

<sup>94</sup> Si el nivel de significación es el 10%, el valor crítico pasa a ser 1,645.



y el número de parámetros a estimar  $q$ , y trata de estudiar la hipótesis nula de que el modelo ajusta bien los datos  $H_0(\Sigma^* \text{ reproduce bien } V)$  frente a la alternativa que no lo hace. Además, cuanto más elevadas son las diferencias entre  $\Sigma^*$  y  $V$ , mayor es el valor del estadístico de prueba<sup>95</sup> y peor es el ajuste alcanzado<sup>96</sup>.

El estadístico de prueba se deriva de los desarrollos de Neyman y Pearson (1933), de Morrison (1976) y de Wilks (1938, 1962)<sup>97</sup>, que demuestran que menos dos veces el logaritmo de la razón de verosimilitud se distribuye como una  $\chi^2$  con grados de libertad igual al número de coeficientes libres de los modelos recogidos en el numerador y el denominador de la expresión. Esto es, empleando el penúltimo paso de la demostración del apartado 2.2.4.4.:

$$\chi^2 = -2 \left( -\frac{1}{2}n [\text{tr}(V\Sigma^{-1}) + \ln|\Sigma| - \text{tr}(VV^{-1}) - \ln|V|] \right)$$

operando convenientemente queda

---

<sup>95</sup> Por lo tanto, es más fácil que el valor del estadístico sea mayor que el tabular y más probable que la hipótesis nula sea rechazada.

<sup>96</sup> La mayoría de los paquetes informáticos señalan un valor crítico de la probabilidad o significatividad. Si el nivel de significación al 5% es menor que ese valor, no se puede rechazar la hipótesis nula -el ajuste se supone aceptable-, si es mayor la hipótesis es rechazada. Para entender mejor este valor crítico véase Uriel, 1995, p. 182.

<sup>97</sup> Vid. Hayduk, 1987, pp. 160-169.

$$\chi^2 = n[\text{tr}(\mathbf{V}\mathbf{E}^{-1}) + \ln|\mathbf{E}| - \ln|\mathbf{V}| - p] = nF$$

Es decir, el estadístico de prueba es el valor de la función de ajuste  $F$  multiplicada por el tamaño muestral  $n$ . Siendo la regla de decisión que si  $\chi^2 \geq \chi^2_{\alpha}$  se rechaza la hipótesis nula.

Como señalan Bentler y Bonnet (1980), este test debe ser utilizado, en muchas ocasiones, como un indicador de lo acertadamente que el modelo reproduce  $\mathbf{V}$ , más que como un contraste de significación usual. A este respecto, recuérdese que para que su aplicación fuese idónea, se deben cumplir los requisitos de normalidad, tamaño muestral suficientemente grande y uso de la matriz de varianzas y covarianzas en la estimación, en vez de la matriz de correlaciones. Supuestos que casi nunca se cumplen.

También puede ser empleado para el estudio de modelos anidados<sup>98</sup>. Así, si se dispone de un modelo inicial  $M$  del que se deriva un test  $\chi^2$  con  $r$  grados de libertad, y un modelo  $M^*$  derivado del anterior mediante la imposición de nuevas restricciones del que se obtiene una  $\chi^{2+}$  con  $r^*$  grados de libertad, necesariamente se ha de cumplir que  $\chi^{2+} > \chi^2$ . Si se desea comprobar si la imposición de nuevas restricciones sobre  $M$  ha sido significativa, se puede utilizar la propiedad

---

<sup>98</sup> Un modelo que se deriva de otro mediante la introducción de restricciones se dice anidado en el original.

reproductiva de la distribución  $\chi^2$ . De este modo  $\chi^{2+}-\chi^2$  se distribuye como una  $\chi^2$  con  $r^+-r$  grados de libertad. Si el nuevo estadístico de prueba (la diferencia de  $\chi^2$ ), es mayor que el correspondiente valor tabular se puede rechazar la hipótesis de restricciones adicionales significativas, y por tanto, el modelo  $M^+$  anidado sobre  $M$ .

Existen otras alternativas para analizar la bondad del ajuste, pero todas se basan en la distribución  $\chi^2$ , donde se compara el modelo propuesto y el nulo, que supone independencia entre todas las variables del modelo<sup>99</sup>. Las más conocidas son: el criterio de información de Akaike (AIC); el criterio de información consistente de Akaike (CAIC); el índice de ajuste normado (NFI); y el índice de ajuste comparativo (CFI). De todos ellos el más apropiado es el último<sup>100</sup>, que tiene como expresión general:

$$CFI = | [(\chi_o^2 - df_o) - (\chi_k^2 - df_k)] / (\chi_o^2 - df_o) |$$

donde  $df_o$  son los grados de libertad del modelo nulo,  $df_k$  los grados de libertad del modelo propuesto,  $\chi_o^2$  el valor del estadístico para el modelo nulo y  $\chi_k^2$  es el valor para el modelo propuesto. CFI tiene su rango de variación entre 0 y 1; suponiéndose un buen ajuste cuando su valor es mayor que 0,9.

---

<sup>99</sup> Vid. Byrne, 1994, p. 54 y ss.

<sup>100</sup> Vid. Bentler, 1985, p.94 y Byrne, 1994, pp. 54 y 55.

#### **2.2.5.4. Alternativas para mejorar el ajuste.**

Como se menciono con anterioridad, el análisis factorial confirmatorio puede ser utilizado de forma exploratoria mediante la eliminación de parámetros no significativos<sup>101</sup> o mediante la introducción de otros nuevos. Esto último se suele hacer empleando tres criterios:

1°) **Estudiando los valores más elevados de la matriz de residuos**, que se obtiene al restar  $V$  y  $\Sigma^*$ . Estos pueden indicar una mala estimación de los parámetros asociados; o señalar, en algún caso, que han de introducirse parámetros nuevos en la estimación (por ejemplo, si la carga factorial  $\lambda_{jh}$  tiene un valor fijo, se puede eliminar la restricción permitiendo que  $\lambda_{jh}$  sea estimado) .

2°) **Analizando si la derivada parcial de la función de ajuste respecto a un parámetro fijo** (proporción de cambio de la función de ajuste ante un cambio pequeño del valor del parámetro) **tiene un valor alto**. En este caso relajar la restricción -liberar el parámetro- puede hacer que la función de ajuste baje de valor y que mejore el ajuste.

3°) **Mediante el uso de los llamados índices de**

---

<sup>101</sup> Es decir aquellos con  $|z| < z_{\alpha/2}$  -para un  $\alpha=0,05$  es 1,96- ó empleando el test de Wald.

**modificación.** Estos índices son iguales al decremento esperado en el valor de  $\chi^2$  si una restricción es eliminada -esto es, si un parámetro con un valor fijo es liberado-. Puesto que liberar un parámetro equivale a perder un grado de libertad en el ajuste si el índice de modificación asociado a un parámetro  $< 3,841$  -valor de  $\chi^2$  con un grado de libertad para una probabilidad de 0,95 a la izquierda- liberar el parámetro no mejora el ajuste.

Por último mencionar que si después de haber realizado correctamente todos los pasos anteriores -vistos en 2.2.2., 2.2.3., 2.2.4. y 2.2.5.-, se siguen teniendo  $\chi^2$  demasiado grandes e índices como el *CFI* demasiado pequeños [ $< 0,90$ ], lo adecuado es suponer que el modelo propuesto no ajusta adecuadamente los datos.

## **2.2.6. Algunas precisiones.**

Antes de terminar este repaso al modelo de medida, conviene hacer algunas precisiones. Hasta ahora se ha visto como realizar un análisis empleando un conjunto de variables observables y otro conjunto de variables latentes -factores y términos de error- bajo ciertas hipótesis, pero quedan por ser matizados algunos extremos:

1º) En los resultados también aparecen las

correlaciones entre los factores que se obtienen de la matriz  $\Phi^{102}$ . Estas no son iguales a las asociadas a las variables observables implicadas en los dos factores debido a que existen errores de medida.

2°) La confiabilidad de cada variable observable se define como el coeficiente de determinación lineal entre una variable observable y el factor explicativo:

$$[corr(x_j, \xi_h)]^2 = [cov(x_j, \xi_h)]^2 / var(x_j) var(\xi_h)$$

es decir, representa el porcentaje de varianza de la variable observada que es medida por el factor.

3°) Cuando se trabaja con **variables observables tipificadas**, la matriz de varianzas y covarianzas  $V$  se convierte en la matriz de correlaciones. También se pueden tipificar los factores imponiendo la restricción de que sus varianzas sean igual a la unidad, así la matriz  $\Phi$  será la matriz de correlaciones entre los factores.

Recuérdese que en el caso de la tipificación, la **interpretación de las cargas**

---

<sup>102</sup> Recuérdese que  $corr(\xi_h, \xi_k) = cov(\xi_h, \xi_k) / \sqrt{[var(\xi_h) \cdot var(\xi_k)]}$ .

factoriales<sup>103</sup> cambia. Esto significa que

$$\lambda_{jh}' = \lambda_{jh} S_j$$

donde  $\lambda_{jh}'$  es la nueva carga factorial resultante de la tipificación,  $\lambda_{jh}$  la antigua y  $S_j$  la desviación típica de la variable observable  $j$ .

4°) Hasta ahora solo se ha mencionado el modelo de medida de primer orden (sólo hay un nivel de variables independientes  $\xi$ s); sin embargo, lo dicho también es aplicable al análisis de segundo orden o de orden superior (algunas  $\xi$ s son consideradas variables dependientes de otra variable latente que no está relacionada directamente con las variables observables)<sup>104</sup>.

---

<sup>103</sup> Cada coeficiente  $\lambda_{jh}$  recoge el efecto directo del factor correspondiente sobre una variable observable. Es decir, el cambio que cabe esperar en el valor de  $x_j$  ante el cambio de una unidad en el valor del factor  $\xi_h$ .

<sup>104</sup> Para comprobar el alcance y las consecuencias de este tipo de modelos vid. Byrne, 1994.

## **2.3. Modelo de Estructuras de Covarianza LISREL.**

### **2.3.1. Elementos teóricos.**

Como señalan Bentler y Weeks (1982), "históricamente los modelos con variables latentes están estrechamente identificados con el análisis de estructuras latentes (Lazarsfeld y Henry, 1968), la teoría de los tests mentales (Lord y Novick, 1968), y el análisis factorial (Anderson y Rubim, 1956; Lawley y Maxell, 1971). Solamente este último aspecto tiene alguna especial relevancia en este" apartado. Efectivamente, **el modelo de estructuras de covarianza LISREL o modelo de relaciones estructurales lineales, surge de la combinación del modelo de medida y de ecuaciones estructurales.** Mientras que el primero proporciona las relaciones existentes entre un conjunto de variables observables y otro de latentes, el modelo de ecuaciones estructurales lineales señala las relaciones causales entre las variables latentes. Aprovechando esta simbiosis de modelos, a través de la matriz  $\Sigma$  (matriz de varianzas y covarianzas poblacional de las variables observables), se describe la estructura de relaciones entre los dos tipos de variables y las latentes -factores- entre sí.

Practicamente todo lo visto para el modelo de medida tiene aplicación directa en los de estructuras de covarianza. Sin embargo el modelo de ecuaciones estructurales, tomado directamente de la econometría, ha de adaptarse a la peculiaridad



del uso de variables latentes. La econometría<sup>105</sup> considera los modelos de ecuaciones estructurales desde una perspectiva diferente al modelo econométrico lineal general. Mientras que en este último tipo se cumplen dos supuestos: unidireccionalidad en la causación -las variaciones de las variables explicativas se transmiten a las variaciones de las variables explicadas, pero no al revés- y la incorrelación entre los términos de error y las variables independientes, en el modelo de ecuaciones estructurales no se cumplen ninguno de los dos supuestos. Las **características del modelo de ecuaciones estructurales:**

1ª) No es obligatorio que todas las ecuaciones tengan término de error.

2ª) Puede darse el caso de que algunas variables explicativas tengan correlaciones no nulas con los errores.

3ª) La transmisión de la causación se puede dar en los dos sentidos.

Estos tres elementos hacen que las estimaciones basadas en los mínimos cuadrados ordinarios sean inconsistentes, debiendo emplearse otros métodos de estimación<sup>106</sup>. La tercera condición -posibilidad de efectos de reciprocidad- permite que los modelos de estructuras de covarianza sean recursivos o no recursivos. Los

---

<sup>105</sup> Vid. Dhrymes, 1978, cap. 6.

<sup>106</sup> Como los mínimos cuadrados en dos etapas, mínimos cuadrados en tres etapas, máximo verosimilitud con información completa, máximo verosimilitud con información limitada, variables instrumentales y mínimos cuadrados indirectos.

recursivos son aquellos que establecen que todas las causaciones entre los factores son unidireccionales, en los no recursivos algunas pueden ser bidireccionales. La segunda característica hace que algunos factores sean variables explicativas en unas ecuaciones y variables explicadas en otras. Y, la primera, supone que algunas ecuaciones pueden no tener errores de medida o perturbaciones.

El modelo de estructuras de covarianza fue inicialmente estudiado por Bock y Bargmann (1966) -análisis factorial confirmatorio- y, poco a poco autores, entre los que necesariamente hay que incluir a: Browne, Bentler, Goldberger, Jöreskog, Lee, Sörbom, McDonald y Múthen, le fueron añadiendo mayor complejidad y generalidad, con la intención de crear un campo integrado de análisis multivariante con variables latentes (vid. Bentler y Weeks, 1979). Aquí sólo será considerado la versión elaborada por Jöreskog y Sörbom.

### **2.3.2. Modelo matemático y su especificación.**

Las definiciones, supuestos y forma de representación vistas en el análisis factorial confirmatorio mantienen aquí su validez. Inicialmente se suponen dos modelos de medida -uno que incluye los factores independientes y otro los dependientes- que cumplen todos los supuestos vistos en el apartado 2.2.. El primero  $M_x$  tiene las características siguientes:  $p$  variables observables con elemento genérico  $x_j$ , que aparecen en el vector  $x$  de dimensión  $px1$ ;  $m$  factores o variables latentes  $\xi_h$ , que

quedan recogidos en el vector  $\xi$  de dimensión  $m \times 1$ ;  $p$  errores de medida  $\delta_j$  que se recogen en el vector  $\delta$  de dimensión  $p \times 1$ ; y por último,  $p \times m$  cargas factoriales  $\lambda_{jh}^x$  que aparecen en la matriz  $\Lambda_x$  de dimensión  $p \times m$ . Con estas definiciones se reescribe la ecuación factorial en forma matricial 2.2.1.:

$$x = \Lambda_x \xi + \delta \quad (2.3.1.)$$

Se deduce (véase página 89) que la matriz de varianzas y covarianzas poblacional  $\Sigma_x$  se descompone en  $\Lambda_x$ , la matriz de varianzas y covarianzas de los factores  $\Phi_x$ , y la matriz de varianzas y covarianzas de los errores de medida  $\theta_x$ . Descomposición que se hace a través de la ecuación de covarianza:

$$\Sigma_x = \Lambda_x \Phi_x \Lambda_x' + \theta_x \quad (2.3.2)$$

El segundo modelo de medida  $M_y$  tiene los siguientes elementos constitutivos:  $q$  variables observables que tienen como elemento genérico  $y_j$ , que aparecen en el vector columna  $y$  de dimensión  $q \times 1$ ;  $k$  factores que se representan como  $\eta_h$  que quedan recogidos en el vector  $\eta$  de dimensión  $k \times 1$ ;  $q$  errores de medida  $\epsilon_j$  que se recogen en el vector  $\epsilon$  de dimensión  $q \times 1$ ; por último  $q \times k$  cargas factoriales  $\lambda_{jh}^y$  que aparecen en la matriz  $\Lambda_y$ . Se define una ecuación factorial en forma matricial similar a la vista con anterioridad en 2.3.1.:

$$y = \Lambda_y \eta + \epsilon \quad (2.3.3.)$$

Donde la matriz de varianzas y covarianzas poblacional  $\Sigma_y$  se disocia en  $\Lambda_y$ , la matriz de varianzas y covarianzas de los factores  $\Phi_y$ ; y la matriz de varianzas y covarianzas de los errores de medida  $\Theta_y$ . Esto queda recogido en ecuación de covarianza:

$$\Sigma_y = \Lambda_y \Phi_y \Lambda_y' + \Theta_y \quad (2.3.4.)$$

También hay un modelo de ecuaciones estructurales, denominado  $M_E$ , que relaciona los factores del primer modelo de medida  $\xi$  -que se suponen exógenos- con los factores del segundo modelo de medida  $\eta$  -que son endógenos-. Esta relación se plasma en un sistema de ecuaciones lineales del tipo:

$$\eta_h = \beta_{hr}\eta_r + \dots + \beta_{hs}\eta_s + \gamma_{hc}\xi_c + \dots + \gamma_{hd}\xi_d + \zeta_h$$

siendo  $h=1\dots k$ ,  $r$  y  $s \neq h$ ,  $c$  y  $d$  se refieren a cualquier factor entre  $1\dots m$ . Aquí el factor  $\eta_h$  queda explicado por un grupo de factores de los dos modelos de medida, más un término de error de la ecuación  $\zeta_h$  llamado perturbación. El conjunto de todas las ecuaciones como la descrita se representa de forma matricial<sup>107</sup>:

$$\eta = B\eta + \Gamma\xi + \zeta \quad (2.3.5.)$$

---

<sup>107</sup> Casos especiales de la ecuación que sigue, cuando en vez de emplear factores, se consideran tan solo variables observables, son la regresión múltiple, el análisis path, el sistema de ecuaciones simultáneas y el análisis panel.

donde  $B$  es la matriz  $k \times k$  de coeficientes  $\beta$  en la que los elementos de la diagonal principal se consideran ceros de modo que ningún factor es causado por sí mismo,  $\Gamma$  la matriz  $k \times m$  que recoge los coeficientes  $\gamma$  asociados a los factores exógenos,  $\zeta$  el vector  $k \times 1$  de perturbaciones; y  $\xi$  y  $\eta$  dos vectores ya definidos.

**Las tres ecuaciones matriciales vistas:**

$$x = \Lambda_x \xi + \delta \quad (2.3.1.)$$

$$y = \Lambda_y \eta + \epsilon \quad (2.3.3.)$$

$$\eta = B\eta + \Gamma\xi + \zeta \quad (2.3.5.)$$

son la forma general del modelo de estructuras de covarianza LISREL, designado  $M_c$ . Como se señaló, éste es función de los otros tres:

$$M_c = \Psi(M_x; M_y; M_e)$$

Para que el modelo de estructuras de covarianza quede totalmente especificado, se han de tener en cuenta, además, las siguientes definiciones y supuestos:

1º) Las variables aparecen en desviaciones respecto a la media:

$$E(x) = E(y) = E(\xi) = E(\eta) = E(\delta) = E(\epsilon) = E(\zeta) = 0$$

2°) Las relaciones entre los modelos de medida suponen que las variables contenidas en  $x$  y las contenidas en  $y$  pueden estar correlacionadas. Además se tiene una matriz de varianzas y covarianzas de las variables observables de los dos modelos  $\Sigma_{xy} = E(xy')$  de dimensión  $p \times q$ , que contiene las covarianzas entre las  $x_j$  y las  $y_i$ ,  $\sigma_{x_j y_i}$ , y no las covarianzas entre las  $x_j$  ni las covarianzas entre las  $y_i$ .

3°) Las covarianzas entre los factores de los modelos  $M_x$  y  $M_y$ , aparecen recogidas en una matriz  $\Phi_{xy}$  de dimensión  $m \times k$ . En esta matriz no aparecen las covarianzas entre los factores del modelo  $M_x$ , que están en  $\Phi_x$ , ni las de  $M_y$  que están en  $\Phi_y$ .

4°) Recuérdese que una de las hipótesis iniciales del análisis factorial confirmatorio era que los factores y los errores de medida no estaban correlacionados entre sí. De forma análoga, se supone que los errores de medida de los dos modelos no están correlacionados entre sí:

$$E(\delta \epsilon') = E(\epsilon \delta') = 0$$

5°) El modelo de estructuras de covarianza supone que las variables observables del modelo  $M_x$  no se relacionan directamente con los factores del modelo  $M_y$ , y, análogamente, las variables observables de  $M_y$  no se

asocian con los factores de  $M_x$ .

6°) Los factores exógenos -los del modelo  $M_x$ - no están correlacionados con los términos de error  $\xi$  del  $M_x$ :

$$E(\xi\xi) = E(\xi\xi') = 0$$

7°) La matriz de varianzas y covarianzas conjunta de todas las variables observables se denomina  $\Sigma$  que tiene las dimensiones  $(q+p) \times (q+p)$ . De acuerdo a las definiciones anteriores se puede particionar en cuatro matrices:

$$\begin{aligned}\Sigma &= \begin{bmatrix} \Sigma_y & \Sigma_{xy}' \\ \Sigma_{xy} & \Sigma_x \end{bmatrix} = \\ &= \begin{bmatrix} E(yy') & E(yx') \\ E(xy') & E(xx') \end{bmatrix}\end{aligned}$$

sustituyendo en estas matrices las expresiones contenidas en 2.3.2., 2.3.4 y la que recoge la asociación entre los dos tipos de factores, se tiene:

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \Lambda_y \Phi_y \Lambda_y' + \theta_y & \Lambda_y \Phi_{xy}' \Lambda_x' \\ \Lambda_x \Phi_{xy} \Lambda_y' & \Lambda_x \Phi_x \Lambda_x' + \theta_x \end{bmatrix} \quad (2.3.6.)$$

Esta ecuación señala que la matriz  $\Sigma$  se descompone en otras siete:  $\Lambda_x$ ,  $\Lambda_y$ ,  $\Phi_x$ ,  $\Phi_y$ ,  $\theta_x$ ,  $\theta_y$  y  $\Phi_{xy}$ , en las que se

introducirán restricciones<sup>108</sup> para lograr la identificación del modelo. La estimación, una vez probado que el modelo está identificado, consiste en encontrar los valores de los parámetros, contenidos en las ocho matrices, que reproducen mejor la matriz  $\Sigma$ .

Existe una forma alternativa de escribir las ecuaciones 2.3.1. a 2.3.6, que se emplea en los modelos econométricos. Esta consiste en considerar la ecuación 2.3.5.  $[\eta = B\eta + \Gamma\xi + \zeta]$ , donde se pasa el primer miembro de la derecha a la izquierda:

$$\eta - B\eta = \Gamma\xi + \zeta$$

sacando factor común en la izquierda

$$(I - B) \eta = \Gamma\xi + \zeta$$

donde  $I$  es la matriz identidad. A continuación, haciendo  $(I - B) = B^*$  queda:

$$B^*\eta = \Gamma\xi + \zeta \quad (2.3.7.)$$

Esta ecuación, estableciendo una analogía con el sistema general lineal de ecuaciones simultáneas de la econometría, es la **forma estructural del modelo**. Seguidamente, se puede pasar  $B^*$  al lado derecho de la expresión:

---

<sup>108</sup> Algunos parámetros son nulos, otros tienen valores fijos diferentes de cero, otros son iguales...



$$\eta = B^{*-1}\Gamma\xi + B^{*-1}\zeta \quad (2.3.8.)$$

que es la **forma reducida del modelo**. Esta permite reescribir la ecuación 2.3.4., en que se recogía la matriz de varianzas y covarianzas  $\Phi_y$  de los factores endógenos del modelo  $M_y$ :

$$\begin{aligned}\Phi_y &= E(\eta\eta') = E[(B^{*-1}\Gamma\xi + B^{*-1}\zeta)(B^{*-1}\Gamma\xi + B^{*-1}\zeta)'] = \\ &= B^{*-1}(\Gamma\Phi_x\Gamma' + \Delta)B'^{*-1}\end{aligned}$$

donde  $\Delta = E(\zeta\zeta')$  es la matriz de varianzas y covarianzas de las perturbaciones. También, utilizando la forma reducida del modelo, se puede definir la matriz de varianzas y covarianzas entre los factores endógenos y exógenos  $\Phi_{xy}$  -donde cada elemento es una covarianza entre un factor exógeno y uno endógeno- como:

$$\begin{aligned}\Phi_{xy} &= E(\eta\xi') = E[(B^{*-1}\Gamma\xi + B^{*-1}\zeta)\xi'] = \\ &= E(B^{*-1}\Gamma\xi\xi' + B^{*-1}\zeta\xi') = \\ &= B^{*-1}\Gamma E(\xi\xi') + B^{*-1}E(\zeta\xi')\end{aligned}$$

como se sabe que  $E(\xi\xi') = \Phi_x$  y  $E(\zeta\xi') = 0$  -por el supuesto 6°) de la página 127-:

$$\Phi_{xy} = B^{*-1}\Gamma\Phi_x$$

Las dos ecuaciones  $\Phi_y$  y  $\Phi_{xy}$  obtenidas de la forma reducida, permiten reescribir 2.3.6.:

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \Lambda_y B^{*-1}(\Gamma\Phi_x\Gamma' + \Delta)B'^{*-1}\Lambda_y' + \Theta_y & \Lambda_y B^{*-1}\Gamma\Phi_x\Lambda_x' \\ \Lambda_x\Phi_x\Gamma'B'^{*-1}\Lambda_y' & \Lambda_x\Phi_x\Lambda_x' + \Theta_x \end{bmatrix} \quad (2.3.9.)$$

Expresión que muestra que la matriz  $\Sigma$  se descompone en otras ocho:  $B^*$ ,  $\Gamma$ ,  $\Lambda_x$ ,  $\Lambda_y$ ,  $\Phi_x$ ,  $\theta_x$ ,  $\theta_y$  y  $\Delta$ , donde se han de aplicar restricciones para conseguir la identificabilidad del modelo. Una vez conseguida, se pueden estimar los parámetros de las ocho matrices -con restricciones- de modo que la matriz de varianzas y covarianzas muestral  $V$  esté lo más cerca posible a  $\Sigma$  -con restricciones- a través de una función de ajuste. Las ecuaciones 2.3.6. y 2.3.9. son dos formas equivalentes de plantear el mismo problema. En adelante tan solo se hará referencia a 2.3.9..

### **2.3.3. Identificación, estimación y significación.**

La identificación, la estimación y la significación del modelo de estructuras de covarianza son **casi idénticas a las vistas en el análisis factorial confirmatorio**. Por eso este subapartado es bastante sintético y cualquier desarrollo de los aspectos que se señalen han de ser buscados en los respectivos subapartados del análisis factorial confirmatorio.

La **identificación** ha de plantearse antes de la estimación porque es necesario saber si los parámetros libres de las ocho matrices de la ecuación 2.3.9. se estiman de forma única. Si este requisito no se cumple, no tiene sentido afrontar el siguiente paso en el análisis del modelo.

Existen varias condiciones de identificación similares a las vistas en el modelo de medida, solo que ahora la

complicación es mayor al haber más parámetros implicados. Hay una condición necesaria de identificación que exige que el número de unidades de información de la matriz  $V$ , que es igual a  $[(p+q)+(p+q+1)]/2$ , debe ser mayor que el número de parámetros a estimar  $c$ ; pero esta característica de los grados de libertad positivos no asegura taxativamente la identificación. También hay otra condición no suficiente de identificación, que dice que la matriz de información<sup>109</sup> sea definida positiva; mientras que si esta matriz es singular el modelo no está identificado.

En términos generales, la única condición necesaria y suficiente de identificación consiste en probar que los parámetros que deben ser estimados en el modelo, son función tan solo de las varianzas y covarianzas de las variables observables y, por tanto, no dependen de otro parámetro libre. Si algún parámetro no cumple este requisito el modelo entero queda sin identificar.

Como el modelo de estructuras de covarianza se compone a su vez de tres tipos de ecuaciones -dos referidas a otros tantos modelos de medida y una referida a un modelo estructural- es conveniente realizar la comprobación de la condición necesaria y suficiente de identificabilidad siguiendo dos etapas. En la primera se afronta el estudio de cada uno de los modelos de

---

<sup>109</sup> La matriz de información se define como

$$E = \text{plim} \delta^2 F / \delta \theta \delta \theta'$$

donde  $F$  es la función de ajuste y  $\theta$  es un vector de parámetros a ser estimados. Cuando se emplea el método de máxima verosimilitud  $E$  es la matriz de información de Fisher. Véase Jöreskog & Sörbom, 1988, p. 268.

medida  $M_x$  y  $M_y$ ; si ambos demuestran estar identificados, lógicamente quiere decir que las covarianzas de los factores están identificadas, y se está en condiciones de afrontar la siguiente etapa. El segundo paso consiste en demostrar que los parámetros estructurales del modelo  $M_g$  se resuelven con las covarianzas de los factores. Una vez hecho, el modelo de estructuras de covarianza propuesto queda identificado<sup>110</sup> .

Una vez establecida la identificación ha sido establecida se aborda la **estimación** de los parámetros del modelo. En la expresión 2.3.9. -que  $\Sigma$  se descompone en ocho matrices- se han introducido restricciones para conseguir la identificabilidad del modelo, de modo que las matrices pasan a ser:  $\Sigma^r$  que se disocia en  $B^{rx}$ ,  $\Gamma^r$ ,  $\Lambda_x^r$ ,  $\Lambda_y^r$ ,  $\Phi_x^r$ ,  $\theta_x^r$ ,  $\theta_y^r$  y  $\Delta^r$ . Tras esta salvedad, la estimación consiste en hallar la matriz  $\Sigma^{r*}$  -o lo que es lo mismo unos valores de los parámetros de las ocho matrices anteriores- que hace que los valores de las varianzas y las covarianzas de  $V$  estén lo más cerca posible de los elementos de  $\Sigma^r$ . Esto se hace minimizando una función de ajuste.

La función es diferente dependiendo del método que se utilice. Estos procedimientos de información completa<sup>111</sup> son: mínimos cuadrados no ponderados (ULS ó ALS); mínimos cuadrados generalizados (GLS) y máxima verosimilitud (ML), que tienen las mismas expresiones vistas en el apartado 2.2.4.:

---

<sup>110</sup> Ejemplos se pueden encontrar en Long, 1989b, pp. 389 a 395.

<sup>111</sup> Cada parámetro se estima considerando toda la información del sistema.

$$F_{ULS}(V;E^x) = \text{tr}[(V-E^x)^2]$$

$$F_{GLS}(V;E^x) = \text{tr}[(V-E^x)W]^2 \quad \text{donde normalmente } W=V^{-1}$$

$$F_{ML}(V;E^x) = \text{tr}(VE^{x-1}) + \log|E^x| - \log|V| - p$$

Cada uno de los tres métodos tiene sus ventajas e inconvenientes. El ULS no exige que las variables observables sigan una distribución determinada, lo que le hace poco restrictivo; sin embargo, no tiene tests de significación adecuados. Los métodos de GLS y ML tienen los prerequisites restrictivos de normalidad y de empleo de muestras suficientemente grandes; pero tienen la ventaja de cumplir ciertas propiedades asintóticas muy interesantes, además de proporcionar pruebas estadísticas adecuadas para estudiar la significación del ajuste.

El penúltimo paso es la **significación** o prueba de la bondad del ajuste, que se hace en varios niveles. El primer nivel se refiere a los parámetros: que se obtengan valores no extraños en los mismos -por ejemplo, varianzas no negativas-; que los parámetros sean estadísticamente significativos<sup>112</sup> y que las correlaciones entre las estimaciones no sean elevadas (correlaciones elevadas indican que es difícil distinguir entre dos parámetros).

El segundo nivel en que se analiza la significación, tiene que ver con el modelo en su conjunto y se hace mediante el

---

<sup>112</sup> Esto se produce cuando la estimación dividida por su error estándar -estadístico de prueba- es mayor que 1,96 -valor tabular- para un nivel de significación del 5 %.

uso de un estadístico  $nF$  que se compara con una  $\chi^2$  con  $l = (\{(p+q) + (p+q+1)\}/2) - c$  grados de libertad para un determinado nivel de significación. Se buscan valores del estadístico  $nF$  suficientemente pequeños para que se cumpla que  $nF < \chi^2_{1,}$  y de este modo no poder rechazar la hipótesis de que el modelo reproduce suficientemente bien los datos; o diferencias significativas cuando se trata de comparar modelos anidados. Además cada programa proporciona algunas pruebas alternativas de significación conjunta basadas en la  $\chi^2$ . Entre las mismas destaca el índice de ajuste comparativo CFI, que debe ser al menos 0,9 para que el ajuste sea aceptable.

Las pruebas de significación individual y conjunta se ven modificadas por el tamaño muestral; aunque los efectos son de signo contrario en cada tipo de prueba. Según aumenta el tamaño muestral la significatividad individual de los parámetros aumenta, en cambio la conjunta disminuye. El error estándar -que es el denominador del estadístico de contraste  $z$ - disminuye con el tamaño muestral<sup>113</sup>, por lo tanto  $z$  aumenta con el tamaño muestral. Así pues, para un mismo nivel de significación y una misma estimación, según sea el tamaño muestral se aceptará o rechazará la hipótesis nula  $H_0 (\alpha=0)$ .

Respecto a la significación conjunta basada en la  $\chi^2$ , recuérdese que el estadístico de prueba -cuando la función de

---

<sup>113</sup> Recuérdese que el error estándar de la media muestral es igual  $s/\sqrt{n}$ , siendo  $n$  el tamaño muestral y  $s$  la raíz cuadrada de la cuasivarianza.

ajuste es la de máximo verosimilitud<sup>114</sup>- es:

$$\chi^2 = n[\text{tr}(\mathbf{V}\mathbf{E}^{-1}) + \ln|\mathbf{E}| - \ln|\mathbf{V}| - p] = nF$$

Luego, si  $F$  permanece constante, incrementos del tamaño muestral  $n$  aumentan el valor del estadístico. Es decir, para un mismo nivel de significación, es más fácil que el valor  $nF$  sea mayor que el tabular y, por tanto, más probable que la hipótesis nula sea rechazada.

Por último, los índices de modificación y las derivadas de los parámetros señalan la **forma de mejorar el modelo**<sup>115</sup> -conseguir reproducir la matriz  $\mathbf{V}$  de forma más adecuada<sup>116</sup>-. Una vez incorporadas las modificaciones sugeridas al modelo inicial, se repite la estimación y las correspondientes pruebas de significación; tras lo cual, se pueden intentar nuevas transformaciones pero ahora sobre el submodelo primero. Así, es posible reiterar el proceso varias veces -obteniéndose una sucesión de modelos anidados- hasta el punto en que no se produzcan mejoras relevantes en las pruebas de significación.

---

<sup>114</sup> Véase página 117.

<sup>115</sup> Introducir nuevas restricciones, eliminar otras...

<sup>116</sup> Véase 2.2.5.4. en la página 119.

## 2.4. Modelo de Estructuras de Covarianza EQS.

### 2.4.1. Desarrollo matemático y supuestos.

Elaborado por Bentler y Weeks (1979, 1980), pretende ser una aproximación general a los sistemas lineales de ecuaciones estructurales, y, es la base del programa EQS de la casa BMDP<sup>117</sup>. El modelo viene recogido en la expresión siguiente:

$$\eta = \beta\eta + \gamma\xi \quad (2.4.1.)$$

donde  $\beta$  es una matriz que recoge los coeficientes de regresión del vector de variables dependientes -que pueden ser observables o latentes-  $\eta$  sobre sí mismas y  $\gamma$  una matriz que contiene los coeficientes de regresión de las dependientes sobre el vector de variables independientes  $\xi$  -que pueden ser también latentes o no latentes-. Además, solamente las variables independientes tienen asociadas varianzas y covarianzas como parámetros del modelo, recogién dose en la matriz  $E(\xi\xi') = \Phi^*$ ; asumiéndose implícitamente que  $E(\eta) = E(\xi) = 0$ .

De este modo, los parámetros a estimar en el modelo

---

<sup>117</sup> Incluye una enorme variedad de modelos lineales: regresión múltiple, análisis path o sendero, ecuaciones simultáneas, análisis factorial confirmatorio de primer orden y de orden superior, además de relaciones estructurales con variables latentes. El soporte conceptual estadístico (Browne, 1982 y 1984; Shapiro, 1983; Bentler 1983; Bentler & Dijkstra 1985 -obras citadas en Bentler 1985-) permite la estimación y las pruebas de significación propias de las técnicas multivariantes basadas en la distribución normal, pero también basadas en otras distribuciones como la elíptica y la arbitraria.



aparecen recogidos tan solo en tres matrices:  $\beta$ ,  $\gamma$  y  $\Phi^{118}$ . Estas matrices reproducen la estructura de covarianzas de las variables observables asociadas a  $(\eta, \xi)$ ; donde los vectores  $\eta$  y  $\xi$  pueden contener variables latentes, errores de las variables y perturbaciones de las ecuaciones.

La expresión (2.4.1.) puede manipularse para obtener la forma reducida:

$$\begin{aligned}\eta - \beta\eta &= \gamma\xi \\ (I - \beta)\eta &= \gamma\xi \\ \eta &= (I - \beta)^{-1} \gamma\xi\end{aligned}\tag{2.4.2.}$$

donde  $(I - \beta)$  ha de ser invertible. Si es así, (2.4.2.) muestra que las variables dependientes pueden expresarse como una combinación lineal de las variables independientes. Por lo tanto, se deduce que cualquier covarianza que incluya una variable dependiente, puede escribirse en términos de los parámetros del modelo -coeficientes de regresión y varianzas y covarianzas de las variables independientes-. En concreto, las covarianzas entre variables independientes y dependientes aparecen recogidas en la matriz:

$$\begin{aligned}E(\eta\xi') &= E((I - \beta)^{-1} \gamma\xi\xi') = \\ &= (I - \beta)^{-1} \gamma E(\xi\xi') = (I - \beta)^{-1} \gamma\Phi\end{aligned}\tag{2.4.3.}$$

---

<sup>118</sup> Y no en las ocho en que lo hacía la matriz  $\Sigma$  en el modelo LISREL:  $B^*$ ,  $\Gamma$ ,  $\Lambda_x$ ,  $\Lambda_y$ ,  $\Phi_x$ ,  $\theta_x$ ,  $\theta_y$  y  $\Delta$ .

Las covarianzas entre las variables dependientes son:

$$\begin{aligned} E(\eta\eta') &= E[(I - \beta)^{-1} \gamma \xi \xi' \gamma' (I - \beta)^{-1}] = \\ &= (I - \beta)^{-1} \gamma E(\xi \xi') \gamma' (I - \beta)^{-1} = \\ &= (I - \beta)^{-1} \gamma \Phi^* \gamma' (I - \beta)^{-1} \end{aligned}$$

Si se hace  $v = (\eta', \xi')'$ , se llama  $B$  a una matriz particionada que tiene como filas  $(\beta, 0)$  y  $(0, 0)$ , y se define  $\Gamma = (\gamma', I)'$ , se obtiene una expresión equivalente a (2.4.1.):

$$v = Bv + \Gamma\xi \quad (2.4.4.)$$

operando convenientemente se obtiene

$$\begin{aligned} v - Bv &= \Gamma\xi \\ (I - B)v &= \Gamma\xi \\ v &= (I - B)^{-1}\Gamma\xi \end{aligned} \quad (2.4.5.)$$

A continuación, siendo  $z = (y', x')'$  un vector que recoge todas las variables observables -que lógicamente es un subconjunto de  $v$ - y  $G$  una matriz particionada que tiene como filas  $(\Lambda_y, 0)$  y  $(0, \Lambda_x)$ , cumpliéndose que  $z = Gv$ . Tras esta consideración, sustituyendo en (2.4.5.) se obtiene:

$$z = G(I - B)^{-1}\Gamma\xi \quad (2.4.6.)$$

Expresión<sup>119</sup> que al ser sustituida en la matriz varianzas y covarianzas de las variables observables -que es  $\Sigma = E(\mathbf{z}\mathbf{z}')$ - determina la expresión general del modelo:

$$\Sigma = \Sigma(\theta) = \mathbf{G}(\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1} \mathbf{\Gamma} \Phi^* \mathbf{\Gamma}' (\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1} \mathbf{G}' \quad (2.4.7.)$$

donde  $\theta$  es el vector de parámetros desconocidos y no sujetos a restricción de  $\beta$ ,  $\gamma$  y  $\Phi^*$ .

## 2.4.2. Algunas consideraciones sobre las diferentes etapas de análisis.

Como ocurría en los dos modelos anteriores, tras realizar la especificación hay que probar que el modelo queda identificado. Tarea esta ardua y difícil, porque no existe un procedimiento sencillo para verificar con certeza el supuesto de **identificación**. Se tienen unas condiciones -idénticas a las vistas en el modelo de medida y de estructuras de covarianza LISREL- que sin embargo no ofrecen plena garantía. La única condición necesaria y suficiente, consiste en demostrar que cada uno de los parámetros se puede resolver tan solo con los elementos de la matriz de varianzas y covarianzas.

La **estimación** se realiza empleando la función de ajuste vista en la página 98, que está basada en el algoritmo de Gauss-

---

<sup>119</sup> Si se hace  $\mathbf{z} = \mathbf{A}\xi$ , donde  $\mathbf{A} = \mathbf{G}(\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1} \mathbf{\Gamma}$  y  $\mathbf{z} = (\mathbf{y}', \mathbf{x}')$  el vector de variables observables, se puede obtener el modelo de estructura de medias.

Newton:

$$Q(\theta) = (s - \sigma(\theta))' W (s - \sigma(\theta))$$

donde  $s$  es el vector que recoge las  $[p \cdot (p+1)/2]$  varianzas y covarianzas no redundantes de  $V$ ,  $\sigma(\theta)$  el vector de parámetros a estimar de  $\Sigma$ , y  $W$  una matriz que depende del sistema de ponderaciones que se considere. En cualquier caso, la función de ajuste ha de cumplir:

1°)  $Q(\theta) \geq 0$ .

2°) Si el modelo ajusta perfectamente los datos -situación bastante inverosímil- se cumple que  $s = \sigma(\theta)$ , o lo que es equivalente que  $Q(\theta) = 0$ .

3°)  $Q(\theta)$  es dos veces derivable tanto respecto de  $s$  como de  $\sigma(\theta)$ .

4°)  $\sqrt{n}(s - \sigma(\theta)) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} N(0, \Omega)$  donde  $\Omega$  es la matriz de covarianzas asintótica de  $\sqrt{(n-1) \cdot (s - \sigma(\theta))}$ . De aquí se deduce que si  $W = \Omega^{-1}$   $nQ(\theta) \sim \chi^2_{[p(p+1)/2] - q}$ . Esto tan sólo se cumple cuando  $V$  sigue una distribución normal multivariante<sup>120</sup>.

Como puede verificarse, cualquier método basado en la normalidad -máxima verosimilitud y mínimos cuadrados

---

<sup>120</sup> La violación de este supuesto ha sido estudiada en Bentler & Dudgeon, 1996.

generalizados- permite realizar **pruebas de bondad** del ajuste basadas en la distribución  $\chi^2$ , así como pruebas de significación de los parámetros basadas en la normal.

En general, casi todo lo dicho en los dos modelos anteriores sobre la identificación, estimación y significación, tienen una aplicación directa sobre el modelo de estructuras de covarianza EQS.

## **2.5. Conclusión y relación entre los dos modelos de estructuras de covarianza.**

Se han descrito tres modelos que permiten el estudio conjunto de variables observables y latentes. Estos tienen un desarrollo formal relativamente reciente si se comparan con otros multivariantes. Pero a pesar de su corta existencia, se han utilizado bastante en los últimos años en muchos campos de conocimiento, especialmente en Psicología y Marketing. En su difusión ha tenido mucho que ver el desarrollo de programas informáticos que facilitan el análisis causal -LISREL, MILS, EQS, COSAN y otros-.

Los problemas que tienen se refieren, sobre todo, a la identificación: no hay reglas fijas y sencillas. Además, existen dificultades, aún no resueltas de manera definitiva, asociadas a las consecuencias de la vulneración de alguna de las hipótesis

de partida: no cumplimiento de la normalidad; muestras insuficientemente grandes; uso de variables discretas; modelos no lineales... Pero a pesar de los inconvenientes, este tipo de técnicas han demostrado una enorme eficacia en el contraste y perfeccionamiento de modelos que tienen variables latentes.

Respecto a los dos modelos de estructuras de covarianzas descritos, LISREL y EQS, reproducen la matriz de varianzas y covarianzas de las variables observables  $\Sigma$

$$\Sigma_{LISREL} = \begin{pmatrix} \Lambda_y B^{-1} (\Gamma \Phi \Gamma' + \Delta) B'^{-1} \Lambda_y' + \Theta_y & \Lambda_y B^{-1} \Gamma \Phi \Lambda_x' \\ \Lambda_x \Phi \Gamma' B'^{-1} \Lambda_y' & \Lambda_x \Phi \Lambda_x' + \Theta_x \end{pmatrix} \quad 3.$$

$$\Sigma_{EQS} = G (I-B)^{-1} \Gamma \Phi \Gamma' (I-B)^{-1} \quad 4.$$

haciendo en (2.1.7.)  $G = \Lambda_y^{-1}$  y  $(I-B)^{-1} = B'^{-1}$

$$\Sigma_{EQS} = \Lambda_y B'^{-1} \Gamma \Phi \Gamma' B'^{-1} \quad 4.$$

recordando que el elemento  $\Sigma_{ii}$  de la matriz (2.3.9.) es igual

---

<sup>121</sup> debido a que en el modelo de variables latentes tan solo hay variables  $y$ 's -las observables son dependientes- se eliminan las  $x$ 's. Entonces se cumple que:  $z = y = \Lambda_y (I-B)^{-1} \Gamma \xi$  y  $\Sigma = E(yy') = G (I-B)^{-1} \Gamma \Phi \Gamma' (I-B)^{-1} G' = \Lambda_y (I-B)^{-1} \Gamma \Phi \Gamma' (I-B)^{-1} \Lambda_y'$ .

a  $E(\mathbf{y}\mathbf{y}') = \Sigma_y^{122}$ , se constata la semejanza entre el modelo EQS y el elemento  $\Sigma_y$  de LISREL. En cierto modo, se puede suponer que  $\Sigma_{EQS} \approx \Sigma_y^{LISREL}$ , y que es un caso particular que surge al considerar tan solo un modelo de medida<sup>123</sup> y recoger en  $\Phi^*$  las varianzas y covarianzas de los errores de medida y los factores.

---

<sup>122</sup> Véase pág. 130.

<sup>123</sup> Es el caso también del submodelo 3 de LISREL, véase Jöreskog & Sörbom 1988, p. 157 y ss..

**SEGUNDA PARTE:**  
**APLICACIÓN A LOS SECTORES**  
**INDUSTRIALES ESPAÑOLES**



### CAPITULO III

## **METODOLOGÍA Y DESCRIPCIÓN DEL MODELO**

"Las relaciones económicas de cualquier sociedad real son tan complejas para nuestro leve entendimiento que para comprenderlas tenemos que recurrir a lo que llamamos modelos. Un modelo representa a una sociedad ficticia y pequeña, a las relaciones económicas existentes entre unos autómatas figurados en un contexto bastante simplón.

Sin embargo, hasta este punto llega nuestro atrevimiento, pensamos que de alguna forma se establece una analogía entre esa sociedad de enanitos de cuento y la nuestra. Pretendemos que el modelo sirva para explicar, e incluso para predecir, actitudes y hechos de nuestra realidad...

La utilidad de los modelos es indiscutible -y no solamente para los que vivimos de fabricarlos y mostrarlos- puesto que difícil es encontrar una argumentación económica que no se apoye en alguno de ellos. Resultan en la práctica como pequeños ordenadores con programas de simulación a los que una vez incorporados ciertos datos se les puede formular una serie limitada de preguntas."

(D. Anisi, 1984, p.15)

### **3.0. Introducción.**

En esta parte se describe la metodología y el modelo básico empleados en la obtención de los diversos de medida y estructuras de covarianza. Estos son el resultado de una sucesión de transformaciones de uno inicial que recoge algunas de las variables y relaciones de la Teoría de Kalecki. Para ello se utiliza como "input", del programa EQS, la matriz de correlaciones de los indicadores seleccionados, que se refieren a magnitudes económicas de 81 sectores industriales españoles

para los años 1982 y 1992, ambos inclusive.

Sobre el modelo de partida se imponen nuevas restricciones y se relajan otras<sup>124</sup>, empleando pruebas estadísticas diversas<sup>125</sup> y considerando los enunciados teóricos que se desean contrastar. Así se va analizando una sucesión de modelos anidados, hasta llegar al considerado final. Procediendo de este modo, se obtiene uno de medida para cada año del período de estudio y cuatro de estructuras de covarianza -años 1984, 1987, 1999 y 1992-. Esto es, un total de quince modelos que permiten el estudio de la evolución de la industria española, en un momento en que sufre una acelerada transformación como resultado de la integración en la entonces Comunidad Europea y la paulatina globalización de la economía mundial, y comprobar la validez de la teoría de la distribución de Kalecki.

### 3.1. Objetivos y fases.

Este trabajo persigue tres **objetivos básicos** -ya mencionados en la introducción-:

1º) Contrastar empíricamente las relaciones existentes entre las

---

<sup>124</sup> La modelización causal permite, como se mencionó con anterioridad, un cierto grado de discrecionalidad al investigador.

<sup>125</sup> Mediante el estudio de la matriz de correlaciones de los residuos y los tests de Wald y Lagrange; además de los cambios que se producen en el estadístico de prueba -basado en la  $\chi^2$ - y en el índice de ajuste comparativo -CFI-, al irse introduciendo diversas modificaciones.

variables básicas -distribución, inversión y condiciones imperantes en el sector- de las teorías de Kalecki.

2°.- Si sobre aquellas tiene una incidencia decisiva el ciclo económico general.

3°.- Si la transformación de la industria española<sup>126</sup> es coherente y puede explicarse, al menos en parte, por los cambios experimentados en la distribución funcional del producto.

En la consecución de los fines mencionados se han seguido cuatro **etapas**:

1ª) **Definición del modelo inicial.** Se detectan los elementos constitutivos del mismo, su interrelación y el conjunto de técnicas a emplear en su estudio. Además se hace una comprobación previa del supuesto de competencia imperfecta.

2ª) **Elaboración de una base de datos industriales<sup>127</sup>.** Se hace utilizando las publicaciones anuales de la Encuesta Industrial, la información suministrada directamente por el I.N.E. sobre la misma y sobre los Índices de Precios Industriales base 1990, la Contabilidad Nacional, las diferentes publicaciones del Ministerio de Industria y Energía, así como, varias estimaciones

---

<sup>126</sup> Existen varios estudios sobre la evolución de la industria española en este período, entre los cuales destacan dos: el de J. Segura y A. González Romero (1992) y el de Mª.R. Sancho y J.E. Gradolph (1994).

<sup>127</sup> Véase apéndice.

propias y ajenas<sup>128</sup> para paliar los problemas de falta de información<sup>129</sup>.

3ª) **Aplicación de las técnicas causales** empleando el programa EQS<sup>130</sup>, hasta llegar a los modelos finales.

4ª) **Análisis de resultados y extracción de conclusiones.** Además de los modelos obtenidos, se considera la evolución de las variables básicas y un análisis de correlación canónica -para 1984, 1987, 1989 y 1992-, a modo de comprobación. Por último se delimitan las futuras líneas de investigación sobre el tema.

### **3.2. Comprobación del supuesto de competencia imperfecta.**

Inicialmente, y antes del diseño del modelo inicial,

---

<sup>128</sup> En estas se utilizaron procedimientos similares a los empleados por J. Segura et al. (1989) y S. García et al. (1994), que consisten en el uso de alguna regla de proporcionalidad con otra variable o con el correspondiente valor en Contabilidad Nacional (NACE-CLIO R25).

<sup>129</sup> Se detectaron ausencias importantes de información, primero en la publicación anual de la EI y después en los datos suministrados directamente por la Subdirección General de Estadísticas Industriales y Agrarias. En la primera fuente, que es la más importante, las ausencias se circunscribían a sectores que no eran investigados íntegramente por el INE, y, sobre todo, a los tres primeros años del período de estudio. Así mismo, salvo alguna excepción, faltaba la referida a cuatro variables: sueldos y salarios brutos (MASAL), producción destinada a la venta (PRVEN), formación bruta de capital fijo (FBKFPJ) y variación de existencias (VAREX). Para más información, véase el apéndice destinado a la elaboración de la base de datos.

<sup>130</sup> Desarrollado en los años ochenta por el Prof. Bentler (UCLA) para modelizar ecuaciones estructurales.

se consideró necesario comprobar, para la realidad industrial de España, uno de los supuestos básicos de la teoría: la competencia imperfecta<sup>131</sup>. Ésta viene a significar, entre otras cosas, que las empresas operan con exceso de capacidad productiva<sup>132</sup>. De modo que estudiando este exceso se realiza un análisis indirecto de la competencia imperfecta.

Si se considera lo ocurrido en la industria española entre 1986 y 1992, empleando la información suministrada por la Encuesta de Coyuntura Industrial -Cuadro 3.2. de la página siguiente-, incluso en los años en que se alcanzan los máximos de crecimiento del P.I.B. en los ochenta -1987 y 1988- el exceso de capacidad es la situación habitual.

Observando los totales de la industria -parte inferior del cuadro-, sólo en tres años -1988, 1989 y 1990- se alcanza o se sobrepasa levemente el 80% de la utilización. Descendiendo al detalle sectorial, de los 26 considerados en la encuesta tan solo "minerales metálicos" pasa del 90% en la mayoría de los años

---

<sup>131</sup> Sobre su importancia, véase el Capítulo I pág. 22 y siguientes.

<sup>132</sup> Esta idea ha sido asumida por la Escuela Postkeynesiana. Baste recordar las palabras de A.S. Eichner (1985, pp. 31-32):

"La reserva de capacidad de la gran empresa, que es probablemente de un 25 por ciento de la capacidad total en el caso de la industria de bienes duraderos y sobre el 20 por ciento de la capacidad en el caso de cualquier otro tipo de industria, es la que permite a la gran empresa variar su producción en el ciclo tanto poniendo en marcha como cerrando una planta entera o una parte de la misma. Esta reserva de capacidad permite a la gran empresa abordar cualquier probable fluctuación en las ventas industriales; así se elimina la oportunidad de que nuevas empresas entren en la industria porque la demanda no puede ser satisfecha."

**CUADRO 3.2.**  
**Grado de utilización de la capacidad productiva española**  
**1986-92. Porcentajes.**

Sector	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992
Ext. y prop. de minerales energ.	87	77	78	88	89	90	77
Refino de petróleo	80	83	80	85	81	84	83
Minerales metálicos	82	63	95	92	91	86	90
Siderurgia	73	55	61	76	75	68	62
Metales no férricos	83	85	74	81	75	83	61
Minerales no metálicos	87	76	96	87	79	78	70
Productos de minerales no metálicos	72	76	79	82	81	77	70
Productos farmacéuticos	74	74	79	78	82	79	76
Fibras artificiales y sintéticas	82	77	55	77	62	74	77
Resto de la industria química	81	77	77	80	78	78	73
Productos metálicos	74	73	79	79	79	75	69
Maquinaria y equipo mecánico	76	81	86	83	84	77	72
Maquinaria de oficina y ordenadores	88	87	89	86	89	75	68
Maquinaria y material eléctrico	70	72	72	79	80	73	77
Material electrónico	85	75	80	79	83	76	72
Vehículos	83	84	84	85	81	85	88
Otro material de transporte	69	65	83	80	76	78	59
Instrumentos de precisión	88	84	88	86	81	85	82
Alimentación, bebidas y tabaco	75	72	70	72	73	74	70
Textil	84	82	80	82	77	74	72
Calzado, vestido y otras confec.	83	83	81	85	84	85	78
Madera y corcho	81	79	76	79	81	78	71
Papel, artes gráficas y edición	81	83	81	83	80	80	77
Transformados de caucho	84	73	77	83	76	75	82
Transformados de materias plásticas	78	80	79	81	78	74	54
Resto de las industrias manufactur.	79	78	77	79	80	79	64
<b>TOTAL INDUSTRIA</b>	<b>79</b>	<b>78</b>	<b>80</b>	<b>81</b>	<b>80</b>	<b>77</b>	<b>74</b>

Fuente: Encuesta de Coyuntura Industrial. Secretaría General Técnica. M.I.N.E.R.

considerados, y otros cuatro sectores: "extracción y preparación de minerales energéticos", "maquinaria de oficina y ordenadores", "vehículos" e "instrumentos de precisión", se aproximan algunos años a la plena capacidad productiva. Pero para las otras ramas industriales se opera por debajo del 85% en casi todos los años, en un período que, a excepción del último año, se caracteriza por un fuerte crecimiento económico. En resumen, menos del 20% de los datos sectoriales de la tabla son iguales o superiores a 85, con lo que **parece razonable el supuesto de que, en general, se opera con exceso de capacidad productiva y, por tanto, en situación de competencia imperfecta.**

### **3.3. Los Datos.**

Los datos son casi siempre la primera restricción a la que debe hacerse frente cuando se aborda cualquier trabajo de investigación económica, y los industriales no podían ser la excepción. En España las **principales fuentes** de estadísticas industriales son:

- **La Encuesta Industrial (EI)** del I.N.E. entre 1978 y 1992, que ofrecía información estructural diferenciada para 89 sectores y se publicaba anualmente siguiendo una misma metodología. Recientemente ha sido sustituida por otras dos con objeto de adaptar la metodología de las encuestas industriales a la normativa de la Unión Europea: la Encuesta Industrial de Empresas, que ofrece información para 100 sectores para variables que se adaptan al Plan General de Contabilidad, y la Encuesta

## Industrial de Productos.

- Investigaciones monográficas realizadas por el Ministerio de Industria, algunas de las cuales, como las relacionadas con las actividades extractivas y energéticas, sirven de base para varios de los sectores de la Encuesta Industrial.
- La información recogida en la Central de Balances del Banco de España que se refiere a datos anuales de grandes empresas.
- Las Cuentas de las Empresas Públicas, publicación anual de la Intervención General del Estado.
- Memorias anuales de los grupos de empresas públicas: INI, Teneo y Patrimonio.
- Explotación de datos tributarios por parte del Instituto de Estudios Fiscales<sup>133</sup>. Esto se plasma en variables publicaciones anuales, entre las que destacan: Las Empresas Españolas en las Fuentes Tributarias, que se basa en el IVA y las retenciones del IRPF, y Las Cuentas de las Sociedades en las Fuentes Tributarias, basada en el Impuesto de Sociedades.
- El Índice de producción industrial (IPI) y el **Índice de precios**

---

<sup>133</sup> Son muy interesantes los artículos de F. Melis (1994), donde se hace un estudio de los sectores industriales entre 1989 y 1991 empleando estadísticas tributarias y una comparación con la Encuesta Industrial, y de M.L. Gómez, F. Melis y M.A. Truyols (1994) que aprovecha las declaraciones anuales del Impuesto de Sociedades para examinar la evolución de las empresas industriales.



**industriales (IPRI)**, que son ofrecidos mensualmente por el INE.

- La Encuesta de Opiniones Empresariales que es realizada por el Ministerio de Industria.

Los objetivos perseguidos en este trabajo requerían información desagregada sectorialmente, para una serie de variables estructurales durante al menos diez años. Por lo tanto, parecía aconsejable emplear la Encuesta Industrial que era la única fuente capaz de cumplir con todos los requisitos necesarios. Así fue utilizada como pieza fundamental de la base de datos industriales elaborada -véase apéndice-.

La información ofrecida por la Encuesta Industrial en el período deseado -1981 a 1992- era incompleta para alguna de las magnitudes -formación bruta de capital fijo, sueldos y salarios, variación de existencias y producción destinada a la venta-, de algunos de los 89 sectores, en uno o varios años. Esto requirió la realización de varias estimaciones y la utilización de algunas fuentes alternativas entre las que destacan: La Estadística Minera, diversas publicaciones del Ministerio de Industria y la Contabilidad Nacional. Además, se amplió la base con la información suministrada directamente por la Subdirección General de Estadísticas Industriales y Agrarias, que se refería a: gastos de publicidad, sueldos, salarios, producción y número de establecimientos, para parte de los 89 sectores durante el período de análisis, y en cada uno de los cinco intervalos de tamaño de establecimiento según el número de ocupados.

Tras completar y ampliar la información suministrada por la Encuesta Industrial, que aparecía en pesetas corrientes, fue necesario usar deflatores con objeto de poder hacer comparaciones interanuales. Entre los empleados destaca el IPRI base 1990, que dispone de una media anual para la mayoría de los sectores industriales, así como un IPRI global que puede utilizarse para el resto de sectores ausentes. Además se utilizaron otros deflatores recogidos en la Contabilidad Nacional: el Deflactor de la Formación Bruta de Capital Fijo y el Deflactor de Servicios Destinados a la Venta, que pueden ser transformados para que aparezcan en base 1990=100; y el IPRI de la energía y el agua.

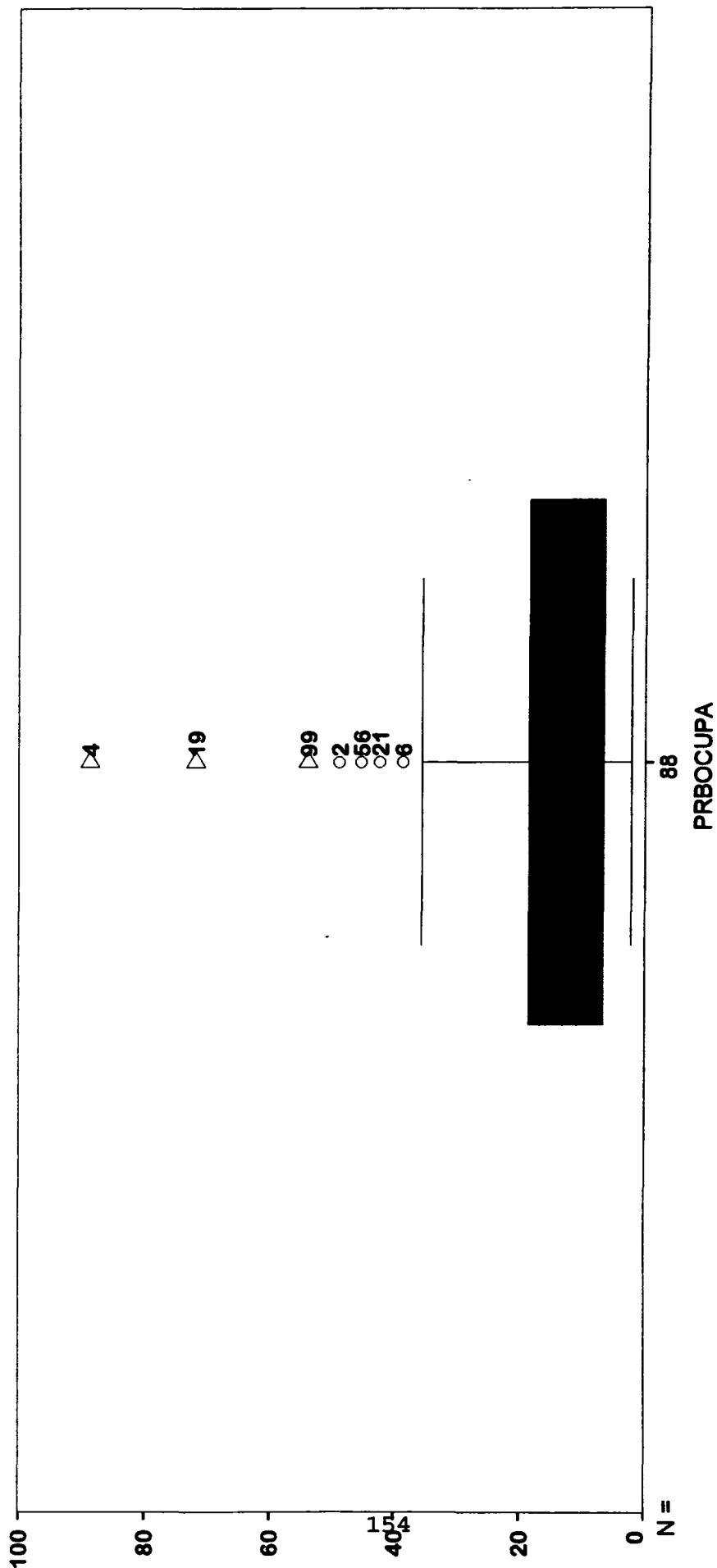
Por último, se tomó la decisión de eliminar los sectores 1 al 8 de la Encuesta Industrial -Combustibles sólidos; Coquerías; Hidrocarburos; Refino de petróleo; Minerales radioactivos; Energía eléctrica; Gas y Agua- por varias razones. La primera de tipo teórico: no eran sectores que estuvieran contenidos en la Teoría de Kalecki, esto es, no eran puramente industriales. La segunda razón era que presentaban importantes lagunas de información de muy difícil, sino imposible, solución. Y la tercera era de tipo estadístico -análisis de la varianza- y venía a reforzar las otras dos.

Después de estudiar los histogramas y diagramas de caja de algunas variables, se observó que los valores extremos o atípicos solían coincidir con alguno de los sectores con códigos del 1 al 8. Como ilustración véase el Gráfico 3.3., que recoge

### GRÁFICO 3.3.

Producción bruta por ocupado en millones de pesetas

Sectores industriales del año 1988



Fuente: Elaboración propia empleando la base de datos Industriales

la variable producción bruta por ocupado del año 1988, en millones de pesetas corrientes. Éste diagrama de caja<sup>134</sup> señala como valores extremos, aparte del sector 19, el sector 4 -refino de petróleo- y el sector 99, que es el código para los sectores 3 -hidrocarburos- y 5 -minerales radiactivos- que son estudiados conjuntamente en la Encuesta Industrial. Además, aparecen como valores atípicos el 2 -coquerías- y el 6 -energía eléctrica-. Es decir, cinco de los ocho sectores de este grupo, están a más de una vez y media la longitud de la caja.

Para comprobar lo que mostraban los gráficos, se decidió realizar un análisis de la varianza para los dos grupos de sectores -del 1 al 8 y del 9 al 89- para la variable producción bruta por ocupado para los años 1984, 1988 y 1992<sup>135</sup>. Como podrá constatarse las pruebas estadísticas basadas en la F de Snedecor<sup>136</sup>, con 1 y 86 grados de libertad a un nivel de significación del 5%, sugieren un rechazo de la hipótesis nula -igualdad de medias- en los tres años mencionados: la significatividad<sup>137</sup> es igual a cero. Ésto viene a refrendar lo

---

<sup>134</sup> Recoge la distribución de una variable, mostrando en una caja, que está limitada por el primero y tercer cuartil, la posición de la mediana. Así mismo, se detallan los valores atípicos, que son aquellos que están entre 1,5 y 3 veces la longitud de la caja desde el borde superior o inferior (outliers), y extremos, que están a más de tres veces la longitud.

<sup>135</sup> Véase apéndice.

<sup>136</sup> Equivalente a uno de la t de Student con 86 (n-2) grados de libertad, cuando se considera un factor con dos grupos; como sucede en este caso.

<sup>137</sup> Es un valor crítico de la probabilidad -en las salidas de ANOVA del programa SPSS se llama F Prob.- que suele ofrecerse junto al valor del estadístico de prueba. La regla de decisión

que mostraban los gráficos, que aconsejaban la eliminación del primer grupo de sectores.

La base de datos industriales, tras las consideraciones mencionadas, quedaba con las siguientes características:

- Referida a 81 sectores (del 9 al 89 de la Encuesta Industrial), para el período 1981 a 1992.
- Para 21 variables.
- Y con un número, aproximado, de veinte mil observaciones.

### **3.4. Factores del modelo inicial.**

El modelo inicial (véase Diagrama 3.4.) recoge algunos de los elementos esenciales de la Teoría de Kalecki mencionados en el capítulo primero. Aquél considera tres factores<sup>138</sup>, que pueden denominarse:

**-Estructura sectorial.** Que contempla algunas de las peculiaridades de cada sector referidas a la concentración de establecimientos, volumen de gasto publicitario, nivel de contratación de servicios e importancia de los trabajadores de fabrica en el empleo total.

**-Distribución sectorial.** Que recoge el conjunto de indicadores

---

que lleva asociada es que si el nivel de significación  $\alpha >$  el valor crítico  $\alpha^*$ , se rechaza la hipótesis nula; que es lo que sucede en los tres años  $[0,05(\alpha) > 0,0000(\alpha^*)]$ .

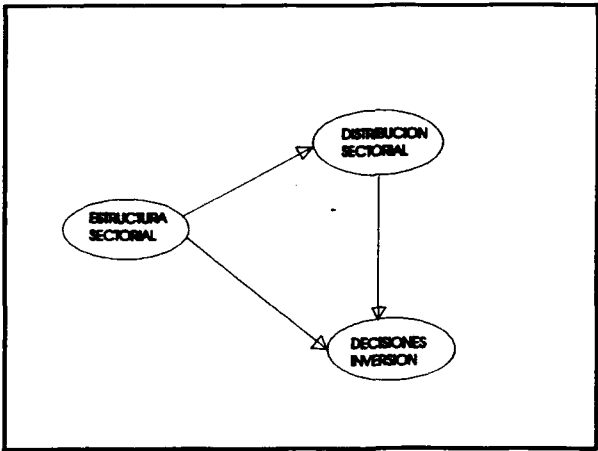
<sup>138</sup> También llamados variables latentes, variables no observables o, incluso, bloques de indicadores.

relacionados con el reparto de la producción entre trabajadores y propietarios de los bienes de capital.

**-Decisiones de inversión.** Que representa aquella parte del excedente, presente o futuro, que los propietarios o sus gestores deciden dedicar a renovar o ampliar las instalaciones de la empresa en un momento dado.

Cada bloque o factor representa uno de los grandes apartados de la Teoría, al nivel de agregación económica que se decidió abordar su estudio.

**DIAGRAMA 3.4.**  
**Variables Latentes del Modelo Inicial**



Al ser la unidad de observación la rama -o sector- industrial, se eliminan algunos de los supuestos teóricos

referidos a los niveles macroeconómico y microeconómicos<sup>139</sup>. Es decir, se suponen dados por un lado el esquema de formación de precios<sup>140</sup>, que se realiza en el ámbito de la empresa, y por el otro el conjunto de relaciones macrodinámicas<sup>141</sup>.

El desarrollo de los elementos microeconómicos -tras agregar los datos referidos a todos los establecimientos de una rama industrial- sirve para delimitar los dos primeros bloques mencionados: estructura y distribución sectoriales. El primero es una variable latente sobre la que interaccionan cuatro elementos ya mencionados: concentración industrial, publicidad, gastos generales y poder sindical. De alguna forma, trata de incorporar algunos de los componentes básicos del llamado *grado de monopolio*; pero no ha de confundirse con él porque ni las unidades de información son las empresas, ni los indicadores<sup>142</sup> son idénticos a los definidos por Kalecki, y no es seguro que las relaciones deban ser lineales, como ocurre en el modelo de medida y en el de estructuras de covarianza.

Este primer bloque es causa directa del segundo -de ahí la dirección causal- que pretende recoger todas las variables y efectos relacionados con la distribución funcional de la renta.

---

<sup>139</sup> Aspectos que ya han sido estudiados en las últimas décadas por varios autores postkeynesianos. A este respecto puede verse el trabajo de A. Henley (1990).

<sup>140</sup> Véase Cap. I, apartado 1.2..

<sup>141</sup> Cap. I, apartados 1.4. a 1.6..

<sup>142</sup> Indicador y variable observable es lo mismo en el análisis causal.

Recuérdese que una idea básica de la Teoría empleada, es la de suponer que la situación de un sector condiciona el margen que los empresarios aplican. Además, éste margen se va modificando a lo largo del ciclo económico<sup>143</sup> y determina, junto al grado de importancia de las materias primas en los costes variables, el reparto del producto. Por lo tanto, entre los indicadores se deben considerar: el margen, la relación entre materias primas y costes salariales, el reparto del valor añadido entre beneficios y salarios, y alguna medida del nivel de actividad sectorial que explique los cambios de signos en las relaciones.

El tercer bloque recoge otra variable latente, las decisiones de inversión. Inicialmente se tienen tres variables observables: la parte de los beneficios que se dedican a la inversión, la tasa de variación de la inversión porque se supone que la inversión de un período está condicionada directamente por la del precedente, y la relación entre lo invertido y la capacidad productiva instalada. Como se supone que las decisiones de inversión dependen de la tasa de actividad

---

<sup>143</sup> Kalecki sostenía que el margen de beneficio cambiaba en sentido inverso a las variaciones de la producción.



económica y de la distribución<sup>144</sup>, aspectos recogidos en el segundo bloque, habrá un efecto directo de éste sobre el tercero.

Queda una última relación causal, el efecto directo del primer factor sobre el tercero. Aunque Kalecki no lo señale, parece lógico que la situación de un sector ha de influir en las decisiones de inversión. Piénsese, por ejemplo, en el efecto sobre la inversión sectorial de un conflicto laboral prolongado.

### 3.5. Selección inicial de variables observables o indicadores.

Las variables originales fueron transformadas con objeto de disponer de unos indicadores que, recogiendo las ideas mencionadas en la descripción de los tres factores que componen el modelo, se adaptasen a la información disponible en la base de datos.

Estas variables transformadas -que en terminología del

---

<sup>144</sup> Como se señalaba en las páginas 61 y 62, la inversión total en un período  $t+\phi$ , denominada  $I_{Tt+\phi}$ , viene condicionada por los elementos recogidos en la ecuación (1.30.).

$$I_{Tt+\phi} = a_0' + a_1' S_t + a_2' \frac{\delta B_t}{\delta t} + a_4 \frac{\delta Y_t}{\delta t}$$

donde  $S_t$  es el ahorro bruto total en  $t$ ,  $B_t$  los beneficios en  $t$  e  $Y_t$  la producción en  $t$ .

Dado que  $S_t$  depende del nivel de actividad económica en  $t$  y  $\delta B_t/\delta t$  y  $\delta Y_t/\delta t$  de su tasa de variación, la inversión total depende del nivel de actividad económica y de la tasa de variación del mismo en alguna época anterior.

análisis causal son variables observables o indicadores- son las siguientes:

**I) Para el factor estructura sectorial:**

**COSER** Representa la relación de los gastos en servicios en millones de pesetas de 1990 respecto a la producción en millones de pesetas del mismo año:

$$COSER_{jt} = (SERVIC_{jt} / DSERVI_t) / (PRBRU_{jt} / IPRI_{jt})$$

siendo  $COSER_{jt}$  el tanto por uno de gastos en servicios del sector  $j$  en el año  $t$ ,  $SERVIC_{jt}$  los consumos intermedios en servicios,  $DSERVI_t$  el deflactor de los servicios destinados a la venta del año  $t$  base 1990=100,  $PRBRU_{jt}$  es la producción bruta del sector en el año considerado e  $IPRI_{jt}$  es el índice de precios industriales correspondiente.

Puede considerarse un indicador de la importancia de los gastos generales.

**PUBPV** Es la proporción de los gastos publicitarios sobre el total de la producción destinada a la venta:

$$PUBPV_{jt} = (PUBLI_{jt} / DSERVI_t) / (PRVEN_{jt} / IPRI_{jt})$$

siendo  $PUBLI_{jt}$  los gastos en publicidad del sector  $j$  en el año  $t$  y  $PRVEN_{jt}$  la producción destinada a la venta, el resto de los elementos de la expresión ya fueron explicados en COSER.

En el calculo de  $PUBLI$  se utiliza la información suministrada directamente por el INE que se refiere exclusivamente a los establecimientos que contestaron el cuestionario de la Encuesta Industrial respecto a dos variables: propaganda, publicidad y estudios de mercado y producción bruta -dato necesario para poder hacer compatible esta información con la que se ofrece en la publicación anual de la Encuesta Industrial-. Además, existe un problema de falta de información para 15 de los 81 sectores<sup>145</sup>.

Se supone que la publicidad es una parte de los servicios que contrata el

---

<sup>145</sup> Los sectores para los que el I.N.E. no proporciona información coinciden, en general, con aquellos que son investigados por otros organismos. La relación de sectores ausentes es: (9) Minerales metálicos; (12) Minerales no metálicos y canteras; (14) Cementos, cales y yesos; (29) Material fotográfico sensible; (41) Automóviles, piezas y accesorios; (42) Construcción naval; (43) Material ferroviario; (44) Aeronaves; (45) Material transporte diverso; (47) Aceites y grasas; (48) Mataderos e industrias cárnicas; (49) Industrias lácteas; (56) Productos alimentación animal; (60) Vino; (61) Sidrería y (75) Aserrado de madera.

establecimiento, por lo tanto es de esperar que PUBPV tenga una covariación con COSER significativamente diferente de cero:

$$\text{Cov}(\text{PUBPV}, \text{COSER}) \neq 0$$

**COEVAR** Intenta medir la concentración sectorial utilizando los datos suministrados directamente por el INE -con todas las limitaciones ya mencionadas en PUBPV-. Esta información no permite la elaboración de un indicador de concentración del tipo de: Herfindahl, entropía de Rényi, Hannah y Kay...que cumpla los postulados de Encaoua y Jacquemin<sup>146</sup>. Ante esta imposibilidad se decide utilizar como medida el coeficiente de variación de Pearson de la producción bruta sectorial para las cinco clases de establecimientos que se ofrecían:

< 20 ocupados

20-40 ocupados

50-99 ocupados

---

<sup>146</sup> Los postulados que ha de cumplir una buena medida de concentración industrial son: la transferencia de parte de la producción de una empresa a otra más grande no debe disminuir la medida de la concentración; y en caso de unión de dos o más empresas la medida de concentración no debe disminuir. Este segundo postulado no es cumplido por la mayoría de los índices de desigualdad: Gini; Atkinson; Coeficiente de Variación de Pearson... (véase P. García Alba, 1985).

100-499 ocupados

≥ 500 ocupados

Como menciona P. García Alba (1985) los índices de concentración pretenden cuantificar en que medida la producción de una rama de actividad está condicionada por el número y la importancia relativa de las empresas que forman parte de ella. El uso de estos índices ha sido muy criticado porque conceptualmente no hay una correlación necesaria entre el grado de monopolio y el número de empresas del sector debido a la existencia de un elemento condicionador: la elasticidad de las curvas de demanda. Sin embargo:

"la concentración industrial no es interesante sólo porque su existencia este relacionada, al menos probabilísticamente, con el poder monopolístico. La concentración es interesante también por otras razones. El poder de negociación de una industria ante el Estado para lograr ventajas fiscales, protección comercial, etcétera, está muy relacionado con la concentración industrial. También al Estado puede serle útil la información del grado de concentración de una industria. Así, por ejemplo, las políticas de concertación y regulación son más fáciles de aplicar en los sectores altamente concentrados." (P.García, 1985, p. 320)

Estas razones hacen que se intente medir la concentración a pesar de los problemas que conlleva.

**OBROC** Tanto por uno de los ocupados que son obreros.

$$OBROC_{jt} = (OBRER_{jt} / OCUPA_{jt})$$

siendo  $OBRER_{jt}$  el número de obreros del sector  $j$  en el año  $t$  y  $OCUPA_{jt}$  el número de ocupados.

Esta tasa ha experimentado una importante reducción a lo largo del período de estudio, y, no solo en España <sup>147</sup>. Evolución que se verifica en casi todas las ramas de la producción industrial.

Como la tasa de afiliación sindical es entre los obreros significativamente superior a la de los empleados, queda explicada en parte la reducción de la tasa de afiliación sindical de los últimos años por el declive de OBROC. Por tanto, esta variable puede utilizarse como una medida aproximada del poder sindical.

**SALSU** Es la relación entre los salarios - percepciones de los obreros- y los sueldos - percepciones del resto de empleados-:

---

<sup>147</sup> Como aparece recogido en el libro dirigido por F. Esteve (1993, p.49), a partir de 1970 para los países europeos sobre los que se hace el estudio (España; Suecia; Italia; Alemania; Holanda y Gran Bretaña) se constata esta tendencia.

$$SALSU_{jt} = (REMOBR_{jt} / REMEMP_{jt})$$

siendo  $REMOBR_{jt}$  la parte de la masa salarial que se utiliza en la remuneración de los obreros del sector  $j$  en el año  $t$  y  $REMEMP_{jt}$  la parte de la masa salarial que se emplea en pagar a los empleados.

En su elaboración se emplearon los datos aportados directamente por el I.N.E., con todas las limitaciones ya señaladas para PUBPV y COEVAR.

Esta variable informa de la estructura de costes de personal del sector. Cuanto mayor sea, ceteris páribus, más se aproximarán los valores del margen tal como lo define Kalecki y como se define aquí. Además, debe estar relacionada con la variable OBROC:

$$Cov(SALSU, OBROC) \neq 0$$

## II) Para el factor distribución sectorial:

**MARGEN** Es el margen aplicado como promedio por las empresas del sector y no coincidente exactamente con el definido por Kalecki. En su elaboración se considera la expresión (1.7.)<sup>148</sup>, que se refiere a que los

---

<sup>148</sup> Capítulo I, pág. 28.

ingresos monetarios totales de un sector  $Y_{mj}$  son iguales al producto del margen sectorial  $q_j$  por los costes variables totales del sector  $C_{vj}$ :

$$Y_{mj} = q_j * C_{vj}$$

despejando  $q_j$  queda:

$$q_j = Y_{mj} / C_{vj}$$

A continuación, se pueden identificar cada uno de los elementos de esta última expresión, con las variables de la base de datos. De este modo, se hace  $Y_{mj} \approx PRVEN_j$ , donde  $PRVEN_j$  es la producción destinada a la venta; aunque los dos conceptos no son exactamente iguales porque no todo lo producido para ser vendido -aunque la racionalidad económica impulsa a creer que un porcentaje elevado sí- es realmente vendido en el año de producción, y no todos los ingresos proceden de las ventas de lo producido<sup>149</sup>. Es decir, por un lado  $PRVEN$  sobreestima los ingresos, y, por otro, los subestima.

---

<sup>149</sup> Hay otros tipos de ingresos: financieros, de reventa, de realización de ciertos servicios para otras empresas...



Los costes variables pueden considerarse todos los que tienen que ver con el trabajo, recogidos en costes de personal *COSPE*, y los relativos a los consumos intermedios referidos a las materias primas *MATER* y energía *ENERG*. Estos costes serán mayores que los considerados en el modelo de Kalecki, pero son los que se recogen en muchos modelos de tipo postkeynesiano. Kalecki sólo recoge en esta rubrica, los salarios, los costes de materias primas y -se puede suponer sin llevarse a engaños, aunque no lo mencione- la energía. Aquí se añaden los sueldos -remuneración de los empleados-. Esto implica que el margen va a ser menor que el que se obtiene aplicando la definición estricta de Kalecki:

$$MARGEN_j \leq q_j \quad \forall j=9\dots 89$$

Tras estas matizaciones la variable, en pesetas de 1990, se obtiene mediante la siguiente expresión:

$$MARGEN_{jt} = [ (PRVEN_{jt}/IPRI_{jt}) / [ (MATPRI_{jt}/IPRI_{jt}) + (ENERG_{jt}/DENERG_{jt}) + (COSPE_{jt}/IPRI_{jt}) ] ]$$

siendo  $MARGEN_{jt}$  el margen del sector  $j$  en el

año  $t$ ,  $PRVEN_{jt}$  la producción destinada a la venta,  $IPRI_{jt}$  el correspondiente índice de precios industriales base 1990=100,  $MATPRI_{jt}$  los consumos intermedios en materias primas,  $ENERG_{jt}$  los consumos intermedios en energía y  $DENERG_{jt}$  el deflactor de la energía que se obtuvo del IPRI de la energía y el agua<sup>150</sup>.

**CONCO** Es la relación entre costes de personal y consumos intermedios y se construye como una aproximación al cociente entre el coste de las materias primas y los costes salariales<sup>151</sup>. Esta variable se genera al dividir los consumos intermedios, referidos a las materias primas y energía, entre los costes de personal -sueldos, salarios y cargas sociales-. Dado que Kalecki tan sólo considera los salarios en el denominador:

$$CONCOS_j \leq s_j \quad \forall j=9\dots 89$$

El algoritmo de cálculo de la variable, en pesetas de 1990 es:

$$CONCO_{jt} = [(MATPRI_{jt}/IPRI_{jt}) + (ENERG_{jt}/DENERG_{jt})] / (COSPE_{jt}/IPRI_{jt})$$

---

<sup>150</sup> Como se puede observar, ante la carencia de deflactores apropiados se han tenido que utilizar algunas ocasiones los IPRIs.

<sup>151</sup> En el Capítulo I se denomina  $s_j$ .

siendo  $CONCO_{jt}$  la relación consumos intermedios costes de personal para el sector  $j$  el año  $t$ , el resto de los componentes fueron definidos en la variable anterior MARGEN.

**DISTRI** Es el cociente entre excedente y costes de personal. Pretende ser una aproximación del cociente entre los beneficios  $b_j$  y los sueldos y salarios  $t_j$ , que viene a ser, además de la distribución, la elasticidad de la curva de eficiencia cambiada de signo o frontera de precios de los factores<sup>152</sup>. Su calculo se ha hecho mediante la expresión<sup>153</sup>:

$$DISTRI_{jt} = EXCBRU_{jt} / COSPE_{jt}$$

siendo  $DISTRI_{jt}$  la distribución del sector  $j$  el año  $t$ ,  $EXCBRU_{jt}$  el excedente bruto de explotación y  $COSPE_{jt}$  los costes de personal. Además se sabe que el excedente bruto de explotación es igual a la producción bruta  $PRBRU_{jt}$  menos, los consumos intermedios

---

<sup>152</sup> Véase D. Anisi 1984, p.207 y ss..

<sup>153</sup> Debido al problema que se tenía con los deflatores, para conseguir la expresión en pesetas de 1990 se debían dividir, numerador y denominador, entre el mismo concepto, el IPRI; por eso se decidió aligerar la fórmula mediante su eliminación.

CONIN<sub>jt</sub> y los costes de personal. De este modo:

$$\begin{aligned} DISTRI_{jt} &= (PRBRU_{jt} - CONIN_{jt} - COSPE_{jt}) / COSPE_{jt} = \\ &= (VALORA_{jt} / COSPE_{jt}) - 1 = \end{aligned}$$

donde VALORA<sub>jt</sub> es el valor añadido. Esto significa que DISTRI viene determinado por la inversa de la participación de los costes de personal en el valor añadido -este valor (véase capítulo 1) aumenta con el margen de Kalecki y con el cociente entre las materias primas y los costes salariales-. Por lo tanto es de esperar que la variable DISTRI este relacionada con MARGEN y CONCO de la forma siguiente:

$$Cov(DISTRI, MARGEN) \neq 0$$

$$Cov(DISTRI, CONCO) \neq 0$$

**TPROD** Es la tasa de variación de la productividad aparente por trabajador. La productividad aparente es el cociente entre valor añadido y número de ocupados, y es una aproximación a la productividad física, no a la productividad técnica<sup>154</sup>. Es decir, en

---

<sup>154</sup> Para el cálculo de ésta, habría que añadir al denominador el número medio de horas trabajadas por cada ocupado al año y la eficiencia.

primer lugar se hace:

$$PRODU_{jt} = (VALORA_{jt} / IPRI_{jt}) / OCUPA_{jt}$$

donde  $PRODU_{jt}$  es la productividad del sector  $j$  en el año  $t$  en pesetas de 1990,  $VALORA_{jt}$  es el valor añadido,  $IPRI_{jt}$  es el índice de precios industriales correspondiente y  $OCUPA_{jt}$  el número de ocupados. A continuación se hace la tasa de variación:

$$TPROD_{jt} = (PRODU_{jt} / PRODU_{jt-1}) - 1$$

que es una medida de la tasa de actividad del sector. Si se sustituye el valor de  $PRODU$  en la expresión anterior se obtiene:

$$TPROD_{jt} = [(VALORA_{jt} / VALORA_{jt-1}) * (IPRI_{jt-1} / IPRI_{jt}) * (OCUPA_{jt-1} / OCUPA_{jt})] - 1$$

que viene a suponer que  $TPROD$  depende directamente de la tasa de valor añadido e inversamente de la tasa de variación de precios y de número de ocupados. Esto significa, por ejemplo, que un aumento del valor añadido puede quedar compensado con una elevación del número de ocupados, quedando la distribución funcional de la renta inalterada salvo que se produzcan

variaciones en los márgenes que, ceteris paribus, se traduzcan en variaciones en los precios. Es decir, TPROD es una variable en que interaccionan elementos distributivos.

### III) Para el factor decisiones de inversión:

**INVEX** Pretende ser una aproximación al tanto por uno de los beneficios que se dedica a la inversión -recuérdese que los empresarios deciden invertir o consumir los beneficios-. Su cálculo, en pesetas de 1990, se hace mediante el siguiente algoritmo:

$$INVEX_{jt} = (FBKFS_{jt} / DFBKF_t) / (EXCBRU_{jt} / IPRI_{jt})$$

donde  $INVEX_{jt}$  es la relación inversión excedente del sector  $j$  en el año  $t$ ,  $FBKFS_{jt}$  es la formación bruta de capital fijo,  $DFBKF_t$  es el deflactor de la formación bruta de capital fijo del año  $t$  según la Contabilidad Nacional,  $EXCBRU_{jt}$  es el excedente bruto de explotación e  $IPRI_{jt}$  el índice de precios industriales.

Es una medida del esfuerzo inversor del sector. Además, como pone de manifiesto Julio Segura et al. (1989, pp. 208 y 209),

con este indicador se trata de medir el grado de correspondencia entre los flujos de inversión y la capacidad de autofinanciación de la industria.

**INVPRO** Es la relación inversión producto, que viene a ser una estimación de la propensión sectorial al ahorro<sup>155</sup>. También, es una medida aproximada de la importancia de la inversión respecto al potencial productivo del sector. El algoritmo utilizado en su cálculo es:

$$INVPRO_{jt} = (FBKFS_{jt} / DFBKF_t) / (PRBRU_{jt} / IPRI_{jt})$$

donde  $INVPRO_{jt}$  es la relación inversión producción del sector  $j$  en el año  $t$ ,  $FBKFS_{jt}$  es la formación bruta de capital fijo,  $DFBKF_t$  es el deflactor de la formación bruta de capital fijo del año  $t$ ,  $PRBRU_{jt}$  es la producción bruta e  $IPRI_{jt}$  el índice de precios industriales.

---

<sup>155</sup> Recuérdese que  $Y = I/s \rightarrow s = I/Y$ , o inversa del multiplicador keynesiano  $[1/(1-c)=1/s]$ , siendo  $Y$  la producción  $I$  la inversión y  $s$  la propensión al ahorro. Se mencionó en el Capítulo I que en la mayoría de los modelos de corte keynesiano, y en muchos que no lo son, la inversión juega un papel central y el principio del multiplicador o la interacción entre éste y el acelerador es un elemento explicativo de suma importancia. Pero todo ello a nivel macroeconómico, por lo que estas aseveraciones han de ser tomadas con cierta cautela cuando se trata de un sector productivo.

**TINV**

Es la tasa de variación de la inversión. Los empresarios en sus planes de inversión consideran la inversión realizada recientemente y valoran la repercusión que ha tenido en la tasa de ganancia. También, en términos de Kalecki, es la tasa de decisiones de invertir del período  $t-1$ . Se elaboró, en pesetas de 1990, mediante la expresión:

$$TINV_{jt} = [ (FBKFS_{jt} / DFBKF_t) / (FBKFS_{jt-1} / DFBKF_{t-1}) ] - 1$$

todos los elementos ya fueron definidos en las variables anteriores, salvo el subíndice  $t-1$  que se refiere al año anterior.



### 3.6. Especificación de los modelos de medida y de estructuras de covarianza.

Después de haber definido las variables y relaciones del modelo inicial a la luz de la información disponible, queda la formalización de los modelos de medida y estructuras de covarianza EQS<sup>155</sup>: especificación de las ecuaciones y diagrama causal. Esto se hace considerando la siguiente definición de factores e indicadores:

$\xi_1$  = factor de estructura sectorial  
 $\xi_2$  = factor de distribución sectorial  
 $\xi_3$  = factor de decisiones de inversión  
 $X_1$  = COSER  
 $X_2$  = PUBPV  
 $X_3$  = COEVAR  
 $X_4$  = OBROC  
 $X_5$  = SALSU  
 $X_6$  = MARGEN  
 $X_7$  = CONCO  
 $X_8$  = DISTRI  
 $X_9$  = TPROD  
 $X_{10}$  = INVEX  
 $X_{11}$  = INVPR  
 $X_{12}$  = TINV  
 $\varepsilon_i$  = término de error asociado a la variable  
i, siendo i=1...12.  
 $\delta_i$  = término de error asociado al factor i,  
siendo i=2,3.

Las ecuaciones del modelo de medida son:

$$\begin{aligned} X_1 &= \lambda_{11}\xi_1 + \varepsilon_1 \\ X_2 &= \lambda_{21}\xi_1 + \varepsilon_2 \\ X_3 &= \lambda_{31}\xi_1 + \varepsilon_3 \\ X_4 &= \lambda_{41}\xi_1 + \varepsilon_4 \\ X_5 &= \lambda_{51}\xi_1 + \varepsilon_5 \\ X_6 &= \lambda_{62}\xi_2 + \varepsilon_6 \end{aligned}$$

---

<sup>155</sup> Recuérdese que este modelo, desarrollado por Bentler y Weeks (1979, 1980), recoge los parámetros que deben ser estimados en tres matrices:  $\beta$  y  $\gamma$ , de coeficientes de las ecuaciones, y  $\Phi$ , que tiene como elementos las varianzas y covarianzas de las variables independientes. Véase Capítulo II.

$$\begin{aligned}
X_7 &= \lambda_{72}\xi_2 + \varepsilon_7 \\
X_8 &= \lambda_{82}\xi_2 + \varepsilon_8 \\
X_9 &= \lambda_{92}\xi_2 + \varepsilon_9 \\
X_{10} &= \lambda_{103}\xi_3 + \varepsilon_{10} \\
X_{11} &= \lambda_{113}\xi_3 + \varepsilon_{11} \\
X_{12} &= \lambda_{123}\xi_3 + \varepsilon_{12}
\end{aligned}
\tag{3.6.1.}$$

Al añadir a (3.6.1.) dos ecuaciones más, se obtiene el modelo de estructuras de covarianza, también llamado causal completo:

$$\begin{aligned}
\xi_2 &= \beta_{21}\xi_1 + \delta_2 \\
\xi_3 &= \beta_{31}\xi_1 + \beta_{32}\xi_2 + \delta_3
\end{aligned}
\tag{3.6.2.}$$

Las varianzas y covarianzas que han de ser estimadas en el modelo de medida son:

$$\begin{aligned}
\text{Var } (\xi_1) &= \gamma_{11} \\
\text{Var } (\xi_2) &= \gamma_{22} \\
\text{Var } (\xi_3) &= \gamma_{33} \\
\text{Var } (\varepsilon_1) &= \theta_{11} \\
\text{Var } (\varepsilon_2) &= \theta_{22} \\
\text{Var } (\varepsilon_3) &= \theta_{33} \\
\text{Var } (\varepsilon_4) &= \theta_{44} \\
\text{Var } (\varepsilon_5) &= \theta_{55} \\
\text{Var } (\varepsilon_6) &= \theta_{66} \\
\text{Var } (\varepsilon_7) &= \theta_{77} \\
\text{Var } (\varepsilon_8) &= \theta_{88} \\
\text{Var } (\varepsilon_9) &= \theta_{99} \\
\text{Var } (\varepsilon_{10}) &= \theta_{1010} \\
\text{Var } (\varepsilon_{11}) &= \theta_{1111} \\
\text{Var } (\varepsilon_{12}) &= \theta_{1212} \\
\text{Cov } (\xi_1, \xi_2) &= \gamma_{12} \\
\text{Cov } (\xi_1, \xi_3) &= \gamma_{13} \\
\text{Cov } (\xi_2, \xi_3) &= \gamma_{23} \\
\text{Cov } (\varepsilon_1, \varepsilon_2) &= \theta_{12} \\
\text{Cov } (\varepsilon_4, \varepsilon_5) &= \theta_{45} \\
\text{Cov } (\varepsilon_6, \varepsilon_8) &= \theta_{68} \\
\text{Cov } (\varepsilon_7, \varepsilon_8) &= \theta_{78}
\end{aligned}
\tag{3.6.3.}$$

Las varianzas y covarianzas en el modelo de estructuras de covarianza son ligeramente diferentes a las recogidas en (3.6.3.), porque recuérdese que en EQS se estiman sólo aquellas de variables independientes, y como se observa en (3.6.2.)  $\xi_2$  y

$\xi_3$  no lo son. Por lo tanto, se excluyen  $\gamma_{22}$ ,  $\gamma_{33}$ ,  $\gamma_{12}$ ,  $\gamma_{13}$  Y  $\gamma_{23}$ , Y se añaden las varianzas de los términos de perturbación de las ecuaciones de relación de los factores:

$$\begin{aligned}\text{Var } (\delta_2) &= \Delta_{22} \\ \text{Var } (\delta_3) &= \Delta_{33}\end{aligned}$$

Las restricciones que se incorporan en los modelos son de dos tipos:

a) Las necesarias para evitar la indeterminación de la escala de medida de los factores<sup>156</sup>:

$$\begin{aligned}\text{Var } (\xi_1) &= 1 \\ \text{Var } (\xi_2) &= 1 \\ \text{Var } (\xi_3) &= 1\end{aligned}\tag{3.6.4.}$$

que para el de estructuras de covarianza se limita a solo

$$\text{Var } (\xi_3) = 1.$$

b) Las que facilitan la estimación del modelo<sup>157</sup>:

$$\begin{aligned}\lambda_{11} &= 1 \\ \lambda_{62} &= 1 \\ \lambda_{103} &= 1\end{aligned}\tag{3.6.5.}$$

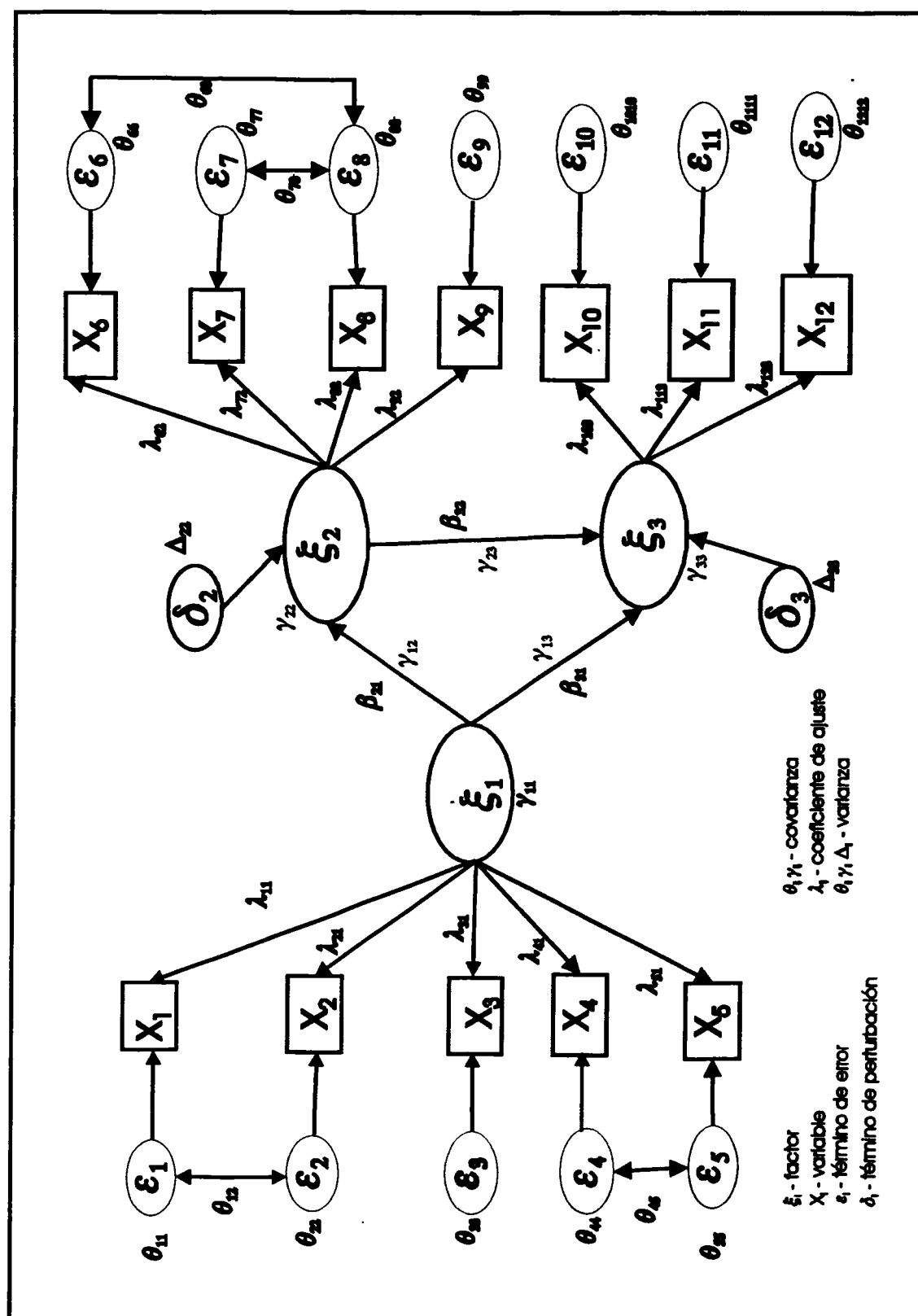
Como ilustración de todo lo expuesto véase el Diagrama 3.6. de la página siguiente, que recoge el modelo de estructuras de covarianza inicial.

---

<sup>156</sup> Véase Capítulo II, pp. 98-100.

<sup>157</sup> Véase a este respecto B.Byrne (1994) pp. 14-17 y las páginas 185 y ss. de éste mismo Capítulo.

DIAGRAMA 3.6.  
MODELO DE ESTRUCTURAS DE COVARIANZA



Nota: las varianzas y covarianzas en trazo más fino son sólo del modelo de medida

### 3.7. Identificación.

Como se ha señalado, en el modelo de medida se tienen que estimar 9 coeficientes y 19 varianzas y covarianzas; esto es, 28 parámetros. Si se considera la condición necesaria de identificación<sup>158</sup>:

$$[p(p+1)/2] > q \Leftrightarrow [p(p+1)/2] - q > 0 \quad ^{159}$$

donde  $p$  es el número de variables observables ó indicadores -que en este caso es igual a 12- y  $q$  el número de parámetros a estimar -en esta ocasión 28-, se comprueba que el modelo la satisface porque  $[p(p+1)/2] = 78 > q = 28$ .

Para entender esta condición, considérense las ecuaciones del modelo de medida especificadas en (3.6.1.) y recuérdese que tanto las  $X$ 's como las  $\xi$ 's están tipificadas<sup>160</sup>. Seguidamente, se multiplican las ecuaciones referidas a  $X_1$  y  $X_2$  y se calcula su esperanza matemática:

$$X_1 X_2 = (\lambda_{11} \xi_1 + \varepsilon_1) (\lambda_{21} \xi_1 + \varepsilon_2)$$

$$X_1 X_2 = (\lambda_{11} \lambda_{21} \xi_1 \xi_1 + \lambda_{11} \xi_1 \varepsilon_2 + \lambda_{21} \varepsilon_1 \xi_1 + \varepsilon_1 \varepsilon_2)$$

---

<sup>158</sup> Véase Capítulo II.

<sup>159</sup> Es decir, la condición necesaria, tal y como se enuncia, equivale a tener grados de libertad positivos.

<sup>160</sup> Ya se mencionó que el "input" del programa EQS iba a ser la matriz de correlaciones, que es equivalente a la de varianzas y covarianzas pero tomando en consideración puntuaciones tipificadas de las variables.

$$\begin{aligned}
E(X_1 X_2) &= E(\lambda_{11} \lambda_{21} \xi_1 \xi_1 + \lambda_{11} \xi_1 \varepsilon_2 + \lambda_{21} \varepsilon_1 \xi_1 + \varepsilon_1 \varepsilon_2) = \\
&= E(\lambda_{11} \lambda_{21} \xi_1 \xi_1) + E(\lambda_{11} \xi_1 \varepsilon_2) + E(\lambda_{21} \varepsilon_1 \xi_1) + E(\varepsilon_1 \varepsilon_2) = \\
&= \lambda_{11} \lambda_{21} E(\xi_1 \xi_1) + \lambda_{11} E(\xi_1 \varepsilon_2) + \lambda_{21} E(\varepsilon_1 \xi_1) + E(\varepsilon_1 \varepsilon_2)
\end{aligned}$$

Considerando que: a) los supuestos de partida del modelo de medida imponían que  $E(\xi_1 \varepsilon_2) = E(\varepsilon_1 \xi_1) = 0$ ; b)  $E(\varepsilon_1 \varepsilon_2) = 0$ ; c) se tenía la restricción  $E(\xi_1 \xi_1) = \gamma_{11} = 1$ ; y d) al estar tipificadas las puntuaciones de las variables observables  $E(X_1 X_2) = \rho_{12}$  se convierte en el coeficiente de correlación<sup>161</sup>, se tiene:

$$\rho_{12} = \lambda_{11} \lambda_{21} \quad (3.7.1.)$$

Si se realizan las mismas operaciones en todos los pares de variables se obtienen 66  $[=p(p-1)/2]$ <sup>162</sup> ecuaciones, con expresión general:

$$\rho_{ij} = \lambda_{ik} \lambda_{jl} \rho_{kl} + \theta_{ij} \quad \forall i \neq j, k, l \quad (3.7.2.)$$

donde  $\rho_{ij}$  es la correlación lineal de  $X_i$  y  $X_j$ ,  $\lambda_{ik}$  el coeficiente de la ecuación  $X_i = \lambda_{ik} \xi_k + \varepsilon_i$ ,  $\lambda_{jl}$  el coeficiente de  $X_j = \lambda_{jl} \xi_l + \varepsilon_j$ ,  $\rho_{kl} = E(\xi_k \xi_l) = \gamma_{kl}$  el coeficiente de correlación entre los factores  $\xi_k$  y  $\xi_l$  y  $\theta_{ij}$  la covarianza entre los términos de error que es igual a cero, salvo en cuatro casos:  $\theta_{12}$ ,  $\theta_{45}$ ,  $\theta_{68}$  y  $\theta_{78}$ . Cuando  $k=l$  entonces  $\rho_{kl}=1$ , quedando una expresión del tipo (3.7.1.)  $[\rho_{ij} = \lambda_{ik} \lambda_{jk} + \theta_{ij}]$ .

<sup>161</sup> Si las variables estuvieran medidas en unidades de desviación respecto a sus medias, sería la covarianza, que suele ser el caso más usual.

<sup>162</sup> Combinaciones de 12 elementos tomados de 2 en 2.

A continuación, se multiplica  $X_i$  por  $X_i$  y se toma la esperanza matemática:

$$\begin{aligned} X_i X_i &= (\lambda_{ii} \xi_i + \varepsilon_i) (\lambda_{ii} \xi_i + \varepsilon_i) \\ X_i X_i &= (\lambda_{ii}^2 \xi_i \xi_i + 2\lambda_{ii} \xi_i \varepsilon_i + \varepsilon_i \varepsilon_i) \\ E(X_i X_i) &= E(\lambda_{ii}^2 \xi_i \xi_i + 2\lambda_{ii} \xi_i \varepsilon_i + \varepsilon_i \varepsilon_i) = \\ &= \lambda_{ii}^2 E(\xi_i \xi_i) + 2\lambda_{ii} E(\xi_i \varepsilon_i) + E(\varepsilon_i \varepsilon_i) \end{aligned}$$

Y recordando que:  $E(\xi_i \xi_i) = \gamma_{ii} = 1$ ,  $E(\xi_i \varepsilon_i) = 0$ ,  $E(\varepsilon_i \varepsilon_i) = \theta_{ii}$  y  $E(X_i X_i) = 1$  -puntuaciones tipificadas-, queda:

$$1 = \lambda_{ii}^2 + \theta_{ii} \quad (3.7.3.)$$

Al efectuar lo mismo en todas las variables observables, se generan 12 (=p) ecuaciones similares a la (3.7.3.) con expresión general:

$$1 = \lambda_{ii}^2 + \theta_{ii} \quad \forall \begin{array}{l} i=1 \dots 5 \text{ cuando } l=1 \\ i=6 \dots 9 \text{ cuando } l=2 \\ i=10 \dots 12 \text{ cuando } l=3 \end{array} \quad (3.7.4.)$$

Sumando el número de ecuaciones del tipo (3.7.2.) y (3.7.4.) se consiguen  $66+12=78$  expresiones  $\{[p(p-1)/2] + p = [p(p+1)/2]\}$  para  $28(=q)$  parámetros. Es decir, se dispone de un modelo con  $[p(p+1)/2] - q = 50$  grados de libertad -como se deseaba demostrar-, que se resuelve al elegir entre todas las soluciones posibles aquella que minimiza la función de ajuste.

También debe comprobarse el cumplimiento de la condición necesaria en cada una de las partes del modelo -grupo de indicadores-, porque si una no la satisface el modelo entero queda sin identificar.

1ª) Para el conjunto de indicadores de  $\xi_1$ . Se observa que  $[p_1(p_1+1)/2]=15$  donde  $p_1$  es el número de variables observables asociadas a  $\xi_1$ . Al ser la cantidad de parámetros a estimar en este grupo igual a  $11=q_1$ , se tiene:

$$[p_1(p_1+1)/2] - q_1 = 15 - 11 = 4 > 0$$

Por lo tanto, se cumple la condición necesaria.

Demostrando el cumplimiento de la condición, en la forma antes vista para el conjunto del modelo, se tienen 15 ecuaciones de los tipos (3.7.1.) y (3.7.4.) con 11 incógnitas:

$$\begin{aligned}
 \rho_{12} &= \lambda_{11}\lambda_{21} + \theta_{12} \\
 \rho_{13} &= \lambda_{11}\lambda_{31} \\
 \rho_{14} &= \lambda_{11}\lambda_{41} \\
 \rho_{15} &= \lambda_{11}\lambda_{51} \\
 \rho_{23} &= \lambda_{21}\lambda_{31} \\
 \rho_{24} &= \lambda_{21}\lambda_{41} \\
 \rho_{25} &= \lambda_{21}\lambda_{51} \\
 \rho_{34} &= \lambda_{31}\lambda_{41} \\
 \rho_{35} &= \lambda_{31}\lambda_{51} \\
 \rho_{45} &= \lambda_{41}\lambda_{51} + \theta_{45} \\
 1 &= \lambda_{11}^2 + \theta_{11} \\
 1 &= \lambda_{21}^2 + \theta_{22} \\
 1 &= \lambda_{31}^2 + \theta_{33} \\
 1 &= \lambda_{41}^2 + \theta_{44} \\
 1 &= \lambda_{51}^2 + \theta_{55}
 \end{aligned}
 \tag{3.7.5}$$

Pero al imponerse la restricción  $\lambda_{11} = 1$  los parámetros se



resuelven de forma exacta<sup>163</sup>:

$$\begin{aligned}
 \rho_{23}/\rho_{13} &= \lambda_{21} \\
 \rho_{13} &= \lambda_{31} \\
 \rho_{14} &= \lambda_{41} \\
 \rho_{15} &= \lambda_{51} \\
 0 &= \theta_{11} \\
 1 - \rho_{12}^2 &= \theta_{22} \\
 1 - \rho_{13}^2 &= \theta_{33} \\
 1 - \rho_{14}^2 &= \theta_{44} \\
 1 - \rho_{15}^2 &= \theta_{55} \\
 \rho_{12} - (\rho_{23}/\rho_{13}) &= \theta_{12}^{164} \\
 \rho_{45} - (\rho_{14} \rho_{15}) &= \theta_{45}^{165}
 \end{aligned} \tag{3.7.6.}$$

Al emplear las correlaciones muestrales  $r_{ij}$  se tiene:

$$\begin{aligned}
 r_{23}/r_{13} &= \lambda_{21}^* \\
 r_{13} &= \lambda_{31}^* \\
 r_{14} &= \lambda_{41}^* \\
 r_{15} &= \lambda_{51}^* \\
 0 &= \theta_{11}^* \\
 1 - r_{12}^2 &= \theta_{22}^* \\
 1 - r_{13}^2 &= \theta_{33}^* \\
 1 - r_{14}^2 &= \theta_{44}^* \\
 1 - r_{15}^2 &= \theta_{55}^* \\
 r_{12} - (r_{23}/r_{13}) &= \theta_{12}^* \\
 r_{45} - (r_{14} r_{15}) &= \theta_{45}^*
 \end{aligned} \tag{3.7.7.}$$

---

<sup>163</sup> Además se deduce que:

$$\begin{aligned}
 \rho_{23}/\rho_{13} &= \rho_{24}/\rho_{14} = \rho_{25}/\rho_{15} \\
 \rho_{34}/\rho_{14} &= \rho_{35}/\rho_{15} \\
 \rho_{14} &= \rho_{45}/\rho_{15}
 \end{aligned}$$

<sup>164</sup> Siendo  $\rho_{12} = \lambda_{21} + \theta_{12}$  se verifica que  $\rho_{12} - \lambda_{21} = \theta_{12}$ ; como  $\lambda_{21} = \rho_{23}/\lambda_{31}$  y  $\lambda_{31} = \rho_{13}$ , se obtiene:

$$\rho_{12} - (\rho_{23}/\rho_{13}) = \theta_{12}$$

De la misma forma se tienen las igualdades:

$$\rho_{12} - (\rho_{24}/\rho_{14}) = \rho_{12} - (\rho_{25}/\rho_{15}) = \rho_{12}$$

<sup>165</sup> Siendo  $\rho_{45} = \lambda_{41}\lambda_{51} + \theta_{45}$  se verifica que  $\rho_{12} - \lambda_{41}\lambda_{51} = \theta_{45}$ ; como  $\lambda_{41} = \rho_{14}$  y  $\lambda_{51} = \rho_{15}$ , se obtiene:

$$\rho_{45} - (\rho_{14} \rho_{15}) = \theta_{45}$$

donde  $\lambda_{ii}^*$ ,  $\theta_{ii}^*$  y  $\theta_{ij}^*$  son las estimaciones iniciales del programa EQS para el primer grupo de parámetros.

2ª) Para el conjunto de indicadores relacionados con  $\xi_2$ . Se puede comprobar que, siendo  $p_2=4$  el número de indicadores asociados al segundo factor, y por lo tanto  $[p_2(p_2+1/2)]=10$ , y  $q_2=9$  los parámetros libres asociados al segundo factor, se satisface la condición necesaria dado que:

$$[p_2(p_2+1)/2] - q_2 = 1 > 0$$

También es posible verificarla observando que se tienen 10 ecuaciones del tipo (3.7.1.) y (3.7.4.) con 9 incógnitas:

$$\begin{aligned} \rho_{67} &= \lambda_{62}\lambda_{72} \\ \rho_{68} &= \lambda_{62}\lambda_{82} + \theta_{68} \\ \rho_{69} &= \lambda_{62}\lambda_{92} \\ \rho_{78} &= \lambda_{72}\lambda_{82} + \theta_{78} \\ \rho_{79} &= \lambda_{72}\lambda_{92} \\ \rho_{89} &= \lambda_{82}\lambda_{92} \\ 1 &= \lambda_{62}^2 + \theta_{66} \\ 1 &= \lambda_{72}^2 + \theta_{77} \\ 1 &= \lambda_{82}^2 + \theta_{88} \\ 1 &= \lambda_{92}^2 + \theta_{99} \end{aligned} \quad (3.7.8.)$$

Tras considerar la restricción  $\lambda_{62} = 1$  los parámetros se resuelven de forma exacta<sup>166</sup>:

$$\begin{aligned} \rho_{67} &= \lambda_{72} \\ \rho_{89}/\rho_{69} &= \lambda_{82} \\ \rho_{69} &= \lambda_{92} \\ 0 &= \theta_{66} \\ 1 - \rho_{67}^2 &= \theta_{77} \\ 1 - (\rho_{89}/\rho_{69})^2 &= \theta_{88} \end{aligned} \quad (3.7.9.)$$

---

<sup>166</sup> Además se cumple que  $\rho_{69} = \rho_{79}/\rho_{67}$ .

$$\begin{aligned} 1 - \rho_{69}^2 &= \theta_{99} \\ \rho_{68} - (\rho_{89}/\rho_{69}) &= \theta_{68} \\ \rho_{78} - \rho_{67}(\rho_{89}/\rho_{69}) &= \theta_{78} \end{aligned}$$

Al emplearse las correlaciones muestrales  $r_{ij}$ , se tiene

$$\begin{aligned} r_{67} &= \lambda_{72}^* \\ r_{89}/r_{69} &= \lambda_{82}^* \\ r_{69} &= \lambda_{92}^* \\ 0 &= \theta_{66}^* \\ 1 - r_{67}^2 &= \theta_{77}^* \\ 1 - (r_{89}/r_{69})^2 &= \theta_{88}^* \\ 1 - r_{69}^2 &= \theta_{99}^* \\ r_{68} - (r_{89}/r_{69}) &= \theta_{68}^* \\ r_{78} - r_{67}(r_{89}/r_{69}) &= \theta_{78}^* \end{aligned} \quad 7.:$$

donde  $\lambda_{i2}^*$ ,  $\theta_{ii}^*$  y  $\theta_{ij}^*$  son las estimaciones iniciales del programa EQS para el segundo grupo de parámetros.

3\*) Para el conjunto de indicadores relacionados con  $\xi_3$ . Al ser  $[p_3(p_3+1)/2]=6$ , donde  $p_3$  son las variables observables del tercer factor, y  $q_3=5$  el número de parámetros a estimar, se cumple la condición necesaria:

$$[p_3(p_3+1)/2] - q_3 = 1$$

Es posible comprobarla observando que se tienen ecuaciones del tipo (3.7.1.) y (3.7.4.) con 5 incógnitas:

$$\begin{aligned} \rho_{1011} &= \lambda_{103}\lambda_{113} \\ \rho_{1012} &= \lambda_{103}\lambda_{123} \\ \rho_{1112} &= \lambda_{113}\lambda_{123} \\ 1 &= \lambda_{103}^2 + \theta_{1010} \\ 1 &= \lambda_{113}^2 + \theta_{1111} \\ 1 &= \lambda_{123}^2 + \theta_{1212} \end{aligned} \quad 7.:$$

Contemplando la restricción  $\lambda_{103} = 1$  los parámetros se resuelven de forma exacta<sup>167</sup>:

$$\begin{aligned} \rho_{1011} &= \lambda_{113} \\ \rho_{1012} &= \lambda_{123} \\ 0 &= \theta_{1010} \\ 1 - \rho_{1011}^2 &= \theta_{1111} \\ 1 - \rho_{1012}^2 &= \theta_{1212} \end{aligned} \quad (3.7.12.)$$

Al emplear las correlaciones muestrales  $r_{ij}$  se tiene:

$$\begin{aligned} r_{1011} &= \lambda_{113}^* \\ r_{1012} &= \lambda_{123}^* \\ 0 &= \theta_{1010}^* \\ 1 - r_{1011}^2 &= \theta_{1111}^* \\ 1 - r_{1012}^2 &= \theta_{1212}^* \end{aligned} \quad (3.7.13.)$$

donde  $\lambda_{is}^*$ ,  $\theta_{ii}^*$  y  $\theta_{ij}^*$  son las estimaciones iniciales del programa EQS para el segundo grupo de parámetros.

Respecto a la identificación del modelo de estructuras de covarianza, también se satisface la condición necesaria puesto que:

$$[p(p+1)/2] > q \quad \Leftrightarrow \quad [p(p+1)/2] - q > 0$$

donde  $p$  ( $=12$ ) es el número de variables observables y  $q$  ( $=30$ ) el número de parámetros a estimar. Es decir,  $[p(p+1)/2] - q = 48 > 0$ .

Para su comprobación se pueden utilizar las 78

---

<sup>167</sup> Además se verifica que  $\rho_{1112} = \rho_{1011} \rho_{1012}$ .

ecuaciones del tipo (3.7.2.) y (3.7.4.) con una salvedad, las varianzas y covarianzas de los factores dependientes  $-\xi_2$  y  $\xi_3$  son función de las ecuaciones de relación con el independiente -que tiene como varianza  $\gamma_{11}=1$ -:

$$\begin{aligned}\xi_2 &= \beta_{21}\xi_1 + \delta_2 \\ \xi_3 &= \beta_{31}\xi_1 + \beta_{32}\xi_2 + \delta_3\end{aligned}\quad (3.6.2.)$$

Si se toma el valor esperado del producto de la ecuación  $\xi_2$  consigo misma:

$$\begin{aligned}E(\xi_2\xi_2) &= E(\beta_{21}\xi_1 + \delta_2)(\beta_{21}\xi_1 + \delta_2) = \\ &= E(\beta_{21}^2\xi_1^2 + 2\beta_{21}\xi_1\delta_2 + \delta_2^2) = \\ &= \beta_{21}^2E(\xi_1^2) + 2\beta_{21}E(\xi_1\delta_2) + E(\delta_2^2)\end{aligned}$$

y como  $E(\xi_2\xi_2)=\gamma_{22}$ ,  $E(\xi_1^2)=\gamma_{11}=1$ ,  $E(\xi_1\delta_2)=0$  y  $E(\delta_2^2)=\Delta_{22}$ , se obtiene:

$$\gamma_{22} = \beta_{21}^2 + \Delta_{22} \quad (3.7.14.)$$

Expresión que debe sustituirse en 4 de las 12 ecuaciones de (3.7.3.) modificadas -ahora  $\gamma_{22}\neq 1$ -:

$$\begin{aligned}1 &= \lambda_{i2}^2 \gamma_{22} + \theta_{ii} = \quad \{\forall i=6\dots 9\} \quad (3.7.3.) \\ &= \lambda_{i2}^2 (\beta_{21}^2 + \Delta_{22}) + \theta_{ii} = \\ &= \lambda_{i2}^2 \beta_{21}^2 + \lambda_{i2}^2 \Delta_{22} + \theta_{ii}\end{aligned}$$

A continuación, se hace lo mismo con la ecuación de  $\xi_3$ , pero considerando el caso en que se ha sustituido  $\xi_2=\beta_{21}\xi_1+\delta_2$  en  $\xi_3=\beta_{31}\xi_1+\beta_{32}\xi_2+\delta_3$ , esto es:

$$\begin{aligned}\xi_3 &= \beta_{31}\xi_1 + \beta_{32}(\beta_{21}\xi_1 + \delta_2) + \delta_3 = \\ &= \beta_{31}\xi_1 + \beta_{32}\beta_{21}\xi_1 + \beta_{32}\delta_2 + \delta_3\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}E(\xi_3\xi_3) &= E(\beta_{31}\xi_1 + \beta_{32}\beta_{21}\xi_1 + \beta_{32}\delta_2 + \delta_3)(\beta_{31}\xi_1 + \beta_{32}\beta_{21}\xi_1 + \beta_{32}\delta_2 + \delta_3) = \\ &= \beta_{31}^2 + 2\beta_{31}\beta_{32}\beta_{21} + \beta_{32}^2\beta_{21}^2 + \beta_{32}^2\Delta_{22} + \Delta_{33}\end{aligned}$$

donde se ha considerado que  $E(\xi_1^2) = \gamma_{11} = 1$ ,  $E(\xi_1\delta_2) = E(\xi_1\delta_3) = E(\delta_2\delta_3) = 0$ ,  $E(\delta_2^2) = \Delta_{22}$  y  $E(\delta_3^2) = \Delta_{33}$ . Simplificando se tiene la varianza de  $\xi_3$ :

$$\gamma_{33} = (\beta_{31} + \beta_{32}\beta_{21})^2 + \beta_{32}^2\Delta_{22} + \Delta_{33} \quad (3.7.15.)$$

(3.7.15.) ha de sustituirse en 3 ecuaciones de las 12 ecuaciones de (3.7.3.) modificadas -ahora  $\gamma_{33} \neq 1$ -:

$$\begin{aligned}1 &= \lambda_{i3}^2 \gamma_{33} + \theta_{ii} = \quad \{\forall i=10\dots 12\} \quad (3.7.3.) \\ &= \lambda_{i3}^2 [(\beta_{31} + \beta_{32}\beta_{21})^2 + \beta_{32}^2\Delta_{22} + \Delta_{33}] + \theta_{ii}\end{aligned}$$

Seguidamente, se hace el valor esperado de  $\xi_2 \cdot \xi_3$ , pero considerando el caso en que  $\xi_3 = \beta_{31}\xi_1 + \beta_{32}\beta_{21}\xi_1 + \beta_{32}\delta_2 + \delta_3$ :

$$E(\xi_2\xi_3) = E(\beta_{21}\xi_1 + \delta_2)(\beta_{31}\xi_1 + \beta_{32}\beta_{21}\xi_1 + \beta_{32}\delta_2 + \delta_3)$$

operando convenientemente queda:

$$\gamma_{23} = \rho_{23} = \beta_{21}\beta_{31} + \beta_{21}^2\beta_{32} + \beta_{32}\Delta_{22} \quad (3.7.16.)$$

También de la misma forma se hacen  $E(\xi_1\xi_2)$  y  $E(\xi_1\xi_3)$ :

$$\begin{aligned}E(\xi_1\xi_2) &= E[\xi_1(\beta_{21}\xi_1 + \delta_2)] \\ \gamma_{12} &= \rho_{12} = \beta_{21} \quad (3.7.17.)\end{aligned}$$

$$E(\xi_1 \xi_3) = E[\xi_1 (\beta_{31} \xi_1 + \beta_{32} \beta_{21} \xi_1 + \beta_{32} \delta_2 + \delta_3)]$$

$$\gamma_{13} = \rho_{13} = \beta_{31} + \beta_{32} \beta_{21} \quad (3.7.18.)$$

Las expresiones (3.7.16.), (3.7.17.) y (3.7.18.) se sustituyen en las 47 ecuaciones de las 66 de (3.7.2.):

$$\rho_{ij} = \lambda_{ik} \lambda_{jl} \rho_{kl} + \theta_{ij} \quad \forall i \neq j, k, l$$

que cumplen que  $k \neq l$ .

### 3.8. Criterios de modificación.

Una vez definido el modelo de medida inicial, que como se indicó tiene un carácter hipotético, se opta por elegir un año al azar sobre el que hacer la contrastación, año que resulta ser el 84. Una vez hecha la elección se ejecuta el correspondiente programa de sintaxis del paquete EQS con la matriz de correlaciones de las doce variables observables.

Como es previsible, no se obtiene una estimación aceptable empleando el modelo de partida<sup>168</sup>. Es necesario ir introduciendo sucesivas modificaciones en el mismo, mediante la fijación y/o liberación de ciertos parámetros, hasta alcanzar aquella variante que sí lo sea.

En este proceso de indagación se siguen los criterios

---

<sup>168</sup> Véase Capítulo IV.

que para estos casos recomienda la metodología empleada. Entre estos se pueden mencionar -véase al respecto el Apéndice IV-:

1º) Los mensajes de error. A parte de señalar los errores típicamente sintácticos en que se haya incurrido en el fichero de instrucciones, EQS proporciona otros que tienen que ver con una mala especificación del modelo o con una incorrecta identificación. Estos son, generalmente de tres tipos:

-La matriz de información en alguna de las iteraciones no queda definida positiva.

-Valores iniciales de los parámetros incorrectos.

-Una variable es linealmente dependiente de otros parámetros

-matriz de covarianzas singular-.

Si aparece alguna de estas indicaciones es necesario revisar el modelo. También se señalan aquellos parámetros que han tenido que ser puestos en los límites de los valores admisibles -varianzas fijadas en cero o correlaciones en uno o cero-<sup>169</sup>.

2º) La matriz de covarianzas de los residuos. Mide las diferencias entre los elementos de la matriz de covarianzas muestral  $V$  y de la matriz de estimaciones de los parámetros  $\Sigma^*$ ; esto es se genera una nueva matriz  $(V - \Sigma^*)$  que mide la

---

<sup>169</sup> EQS, a diferencia del programa LISREL, impide la aparición de valores de los parámetros fuera del rango estadísticamente admisible.



discrepancia en el ajuste. Si el modelo reproduce bien los datos los valores de esta nueva matriz deben ser bajos, en cambio los valores altos indican una mala especificación del modelo. Además para facilitar el análisis de esta matriz<sup>170</sup> EQS proporciona:

-La media absoluta de todos los residuos  $\bar{e}_1$  y la media absoluta de los residuos excluyendo los elementos de la diagonal principal  $\bar{e}_2$ , lógicamente  $\bar{e}_1 < \bar{e}_2$ . Estas medias deben ser  $\leq 0.07$  para reflejar un ajuste aceptable.

-Los 20 mayores residuos estandarizados.

-El diagrama de barras de los residuos estandarizados que idealmente debe ser simétrico y estar centrado en cero.

3°) Las pruebas de significatividad conjunta. Existen varios índices para medir la bondad del ajuste, índices que tienen en común estar basados en la distribución  $\chi^2$ . El mejor de todos ello es el CFI, por lo que es recomendable utilizarlo como criterio de selección<sup>171</sup>.

4°) Las pruebas de significatividad individual. Emplean un

---

<sup>170</sup> En realidad EQS proporciona primero la matriz de covarianzas de los residuos y luego la matriz de residuos estandarizados. Al trabajar con la matriz de correlaciones ambas matrices coinciden (véase el Apéndice de Salidas de Ordenador para el año 1984).

<sup>171</sup> Véase Capítulo II.

5°) Las pruebas de Wald y Lagrange. Que estudian la variación que se produce en el estadístico de prueba de la significatividad conjunta, cuando se introduce o elimina una restricción<sup>172</sup> .

---

<sup>172</sup> Véase Capítulo I

## CAPITULO IV

### **MODELOS FINALES: PRINCIPALES RESULTADOS**

"El propio Ricardo puede servirnos de ilustración. En su prefacio podemos encontrar las famosas palabras «determinar las leyes que regulan esta distribución es el problema principal de la Economía Política». El lector moderno puede interpretar gramaticalmente estas palabras como referentes a lo que ahora llamamos teoría estática de la distribución. Pero deberíamos considerarlas a la luz de otras palabras anteriores: «En diferentes etapas de la sociedad, la proporción del producto total de la tierra que será asignada a estas clases bajo los nombres de renta, beneficio y salario, será esencialmente distinta». Si se vuelve al prefacio después de leer el libro, se ve uno obligado a interpretar, a la luz del otro, el primer párrafo citado, esto es, a interpretar la distribución en sentido dinámico, con lo que la primera tarea del economista no consistirá en determinar cómo se repartirá el producto entre los factores en un momento dado, sino cómo lo redistribuye el progreso, sucesivamente, entre los recursos."

(R. Harrod, 1973/1979, p.22)

#### **4.0. Introducción.**

En este capítulo se hace un análisis de los resultados obtenidos en los **quince modelos** -once de medida y cuatro de estructuras de covarianza- para el período 1982 a 1992. Estos permiten comprobar la Teoría de Kalecki -Capítulo I- y estudiar la evolución de las variables consideradas y su interrelación -Capítulo III-.

Comienza con una descripción del **marco general de la economía española**, con las **tres etapas de crecimiento** localizadas en el período de análisis:

- Continuación de la crisis de los setenta (1982-1984).
- Fuerte crecimiento tras la incorporación a la CE (1985-1989).
- Desaceleración y comienzo de la Crisis (1990-1992).

y la evolución de los diversos sectores productivos, que refleja la **progresiva terciarización** experimentada en los ochenta.

Posteriormente se examina en profundidad el modelo de medida del 84, **año que sirve de referencia** para los otros que son analizados a continuación. Seguidamente se hace algo similar con los de estructuras de covarianza. Sin embargo conviene aclarar que las diversas **salidas de ordenador del programa EQS aparecen resumidas y comentadas en el Apéndice V**. Aquí solo se toman en consideración las estimaciones de los parámetros y no las diversas pruebas de significación.

En último lugar, se comentan los resultados de los análisis de **correlación canónica** y se comparán con los obtenidos en los cuatro modelos causales completos y sus correspondientes de medida.

#### **4.1. Marco General: la economía española en el período 1982-1992.**

En los años ochenta la sociedad y la economía españolas han sufrido importantes transformaciones. Destaca entre éstas el **transvase de poder político desde la administración central a la periférica** que, aunque previsto en la Constitución de 1978, se hace efectivo en éste período. Esta redistribución supone, entre otras cosas, una cesión de capacidad normativa en materia económica, así como un incremento considerable del presupuesto gestionado por las comunidades autónomas y, por tanto, de su capacidad de intervención en el mercado.

Además de la descentralización, a partir de 1986 se produce la **incorporación de España a la Comunidad Europea (CE)**. Esta supone -en la esfera económica- un reforzamiento de los mecanismos de apertura y liberalización operantes desde el advenimiento de la democracia. A las consecuencias de las crisis energéticas de 1973 y 1979 se sumaron los efectos de una compleja transición política, el resultado fue una enorme atonía de la demanda interna<sup>173</sup> y una pérdida de competitividad de la industria por el desmesurado aumento de los costes -laborales y energéticos-, que obligan a la asunción de políticas rigurosas de ajuste -**reconversión industrial**- orientadas a la modernización de la economía.

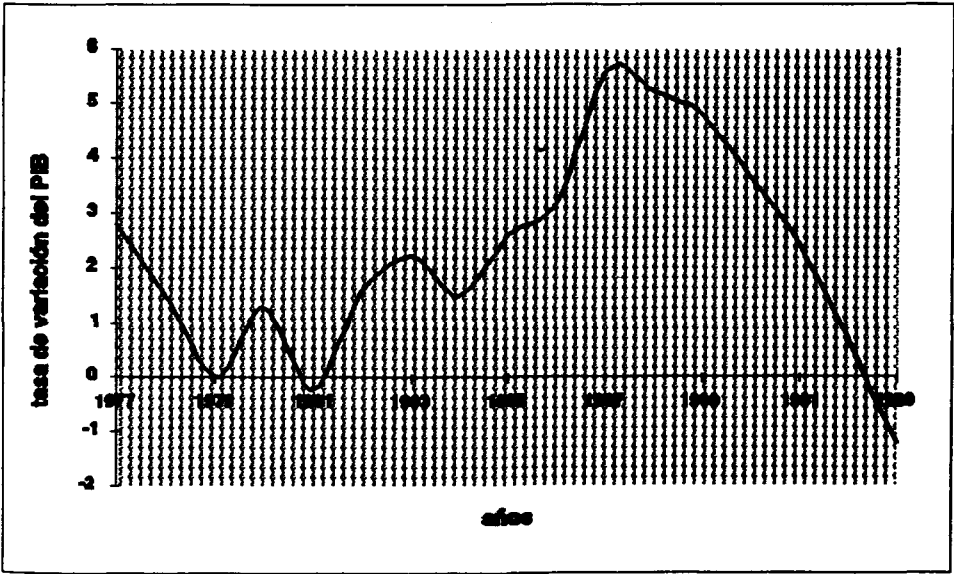
---

<sup>173</sup> Entre 1976 y 1979 la tasa de variación de la Formación Bruta de Capital Fijo, a precios constantes de 1986, toma valores negativos, así mismo el consumo privado registra un crecimiento bastante moderado. (Véase, INE, 1992, p. 53).

4.1.1. Fases.

La interacción de los dos elementos -descentralización y apertura al exterior- explica en gran medida la evolución económica en estos años. Como se observa en el Gráfico 4.1.1. -que recoge la evolución del PIB en pesetas constantes de 1986 entre 1977 y 1993- se localizan tres etapas en el período de análisis -1982 a 1992-. La primera 1982-1984, continuación de la crisis de 1979, registra un moderado crecimiento de la demanda del 1,77% de tasa media anual, que es resultado de la adversa evolución del consumo privado y de la inversión por las malas expectativas de los agentes económicos.

GRÁFICO 4.1.1.  
Evolución del PIB entre 1977-1993  
(pesetas de 1986)



La fuerte atonía de la demanda interna fuerza a los empresarios a adoptar reformas que persiguen el

saneamiento financiero de sus entidades mediante la recomposición del excedente bruto de explotación. Esto se hace a través de la reducción de los niveles de empleo<sup>174</sup> y el control sobre el ritmo de crecimiento de los costes salariales<sup>175</sup>, que permite una desaceleración de los costes laborales unitarios nominales, e, incluso, una reducción en los reales -véase Cuadro 4.1.1.-.

CUADRO 4.1.1.  
Evolución de los Costes Laborales en la  
Industria Manufacturera  
(tasas de variación anual)

	1979	1980	1981	1982	1983	1984
Salario bruto nominal	19,4	23,4	18,8	16,2	14,5	10,9
Coste laboral por trabajador	18,5	21,0	15,5	14,7	12,7	9,4
Productividad aparente por ocupado	2,0	3,0	1,0	3,0	3,2	-0,1
Coste laboral unitario	16,2	17,6	13,9	11,3	8,8	9,1
Deflactor del valor añadido	14,3	14,2	13,4	13,1	12,8	11,5
Coste laboral real por trabajador	3,7	6,0	1,9	1,4	-0,1	-1,9
Coste laboral unitario real	1,7	2,9	0,5	-1,7	-3,6	-2,1

Fuente: Encuesta Industrial y Segura et al. 1989.

<sup>174</sup> En la industria se pasa de 3,35 millones de ocupados en 1976 a 2,7 millones en 1986, año en el que se alcanza el mínimo de la década de los ochenta. (Datos de la D.G. de Previsión y Coyuntura)

<sup>175</sup> Esto se materializa en los acuerdos sobre rentas firmados por los agentes sociales: AMI, ANE y AI, que logran una importante contención del crecimiento de los salarios brutos nominales.

Este proceso lleva a un incremento de la competitividad exterior de las empresas españolas, de modo que cuando comienza la recuperación en los países del entorno a partir de 1983<sup>176</sup>, la economía española es capaz de aprovecharlo, como reflejan las cifras de exportaciones del 83 y 84 con incrementos del 10% y 11,7%, respectivamente -Cuadro 4.1.2.-. Pero a pesar de la mayor competitividad de las

**CUADRO 4.1.2.**  
Evolución de algunas macromagnitudes  
(tasas de variación anual a precios constantes de 1986)

**OFERTA**

sectores	1982	1983	1984
<b>Productos energéticos</b>	-3,2	2,3	-1,5
<b>Productos industriales</b>	-1,6	3,0	-0,3
Minerales y química	-3,9	0,6	4,8
Metálicos y maq.	-5,7	3,6	-6,9
Otras manufacturas	2,8	3,2	0,8
<b>Servicios Venta</b>	2,6	1,4	2,3

**DEMANDA**

componentes	1982	1983	1984
<b>Consumo privado nal.</b>	-0,1	0,3	-0,2
<b>Consumo público</b>	5,3	3,9	2,4
<b>Formación bruta de CF</b>	2,1	-2,4	-6,9
<b>Var. de existencias</b>	0,5	0,2	0,2
<b>Exportaciones</b>	5,0	10,0	11,7
<b>Importaciones</b>	4,8	-0,3	-1,8

Fuente: INE, Contabilidad Nacional de España.

empresas españolas, la demanda interna sigue sin reaccionar

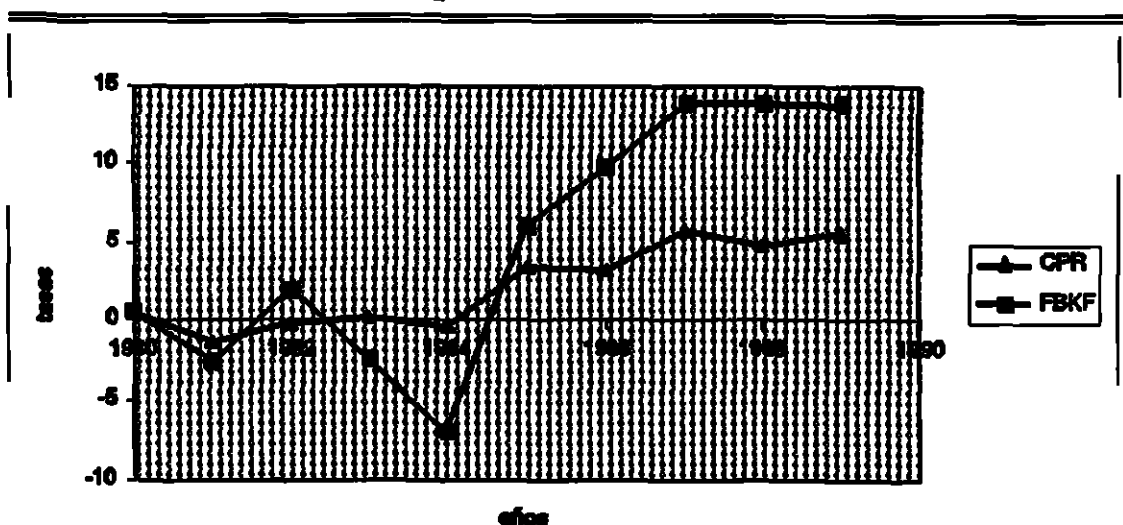
<sup>176</sup> Alemania tiene un crecimiento durante el período, en marcos de 1980, de: -0.64% en 1982; 1,50% en 1983 y 2,74% en 1984 (fuente OCDE).



como muestran los datos de consumo privado, formación bruta de capital fijo (FBKF) e importaciones. Esta atonía y el redimensionamiento del sector industrial hacen que la producción industrial se reduzca el 1,6% en 1982 -debido a declive de las ramas de minerales y química del 3,9% y productos metálicos y maquinaria del 5,7%- y un 0,3% en 1984, y que solo crezca el 3% en 1983 debido al leve repunte del consumo privado.

La segunda etapa comprende el período 1985-1989, que registra un fuerte crecimiento del PIB -véase Gráfico 4.1.1. de la página 197-, superior al 5% en 1987 y 1988 y a una tasa media anual acumulativa del 4,3%. El factor que explica éste comportamiento es la incorporación de España a la entonces llamada Comunidad Europea (CE). Aunque ésta se

**GRÁFICO 4.1.2.**  
**Evolución del Consumo Privado y la**  
**Formación Bruta de Capital 1980-1989**  
**(pesetas de 1986)**



hace efectiva el 1 de enero de 1986, ya el año anterior - cuando se firma el Tratado de Adhesión- los agentes económicos sufren un cambio importante en sus expectativas, como refleja el cambio de tendencia en todos los elementos de la demanda, y sobre todo el fuerte crecimiento del consumo privado y la FBKF que lo hacen a una tasa media del 4,6% y 11,5%, respectivamente -véase Gráfico 4.1.2.-.

Las empresas, ante el nuevo marco de relaciones económicas que supone la integración en la CE, se ven forzadas a acelerar el proceso de adaptación iniciado a principios de los ochenta para poder competir con garantías de éxito en los mercados comunitarios. De este modo, han de alcanzar a corto y medio plazo tres objetivos estrechamente relacionados<sup>177</sup>:

a) Aumentar la especialización mediante la reorientación de la actividad hacia sectores con mayor proyección de futuro -aquellos con intensidad tecnológica media y alta-. Esto requiere la adquisición de las tecnologías adecuadas -importación de bienes de equipo y royalties- para aumentar la eficiencia en los procesos y poder innovar en productos y calidades.

b) Incrementar su tamaño a través de fusiones, absorciones y acuerdos de cooperación con otras empresas.

---

<sup>177</sup> Véase a este respecto el trabajo de J. Segura y A. González, 1992, pp. 146-151.

c) Penetrar en los mercados exteriores mediante el perfeccionamiento de la distribución comercial e, incluso, la apertura de establecimientos industriales en otros países.

Los fines perseguidos -especialización, aumento del tamaño medio y del poder de penetración en los mercados- obligan a abordar ambiciosos programas de inversión, como reflejan los aumentos en la FBKF -en torno al 14% en tres años-, las importaciones -sobre todo de bienes de equipo- que crecen a una tasa media del 14,7% - Cuadro 4.1.3.- y las inversiones extranjeras que pasan de 322.068 millones de pesetas en 1984 a 716.784 millones en 1986<sup>178</sup>. Este enorme esfuerzo inversor junto con la continua expansión del consumo privado terminan generando tensiones en los precios -véase la evolución del IPC e IPRI en 1989- e importantes desequilibrios en la balanza comercial, que pasa de un saldo positivo en 1985 que representa el 4,2% del PIB, a uno negativo en 1989 de casi dos billones de pesetas de 1986, que equivalen al 4,9% del PIB.

La producción industrial también experimenta incrementos significativos durante el período 1985-89, especialmente en 1986 -por el desmesurado crecimiento de los productos metálicos y maquinaria que lo hacen al 16,9%-

---

<sup>178</sup> Datos de inversión neta privada extranjera (registro de caja) ofrecidos por el Banco de España.

y en 1987 con tasas superiores al aumento del PIB. Esto termina reflejándose en la recuperación del empleo sectorial que es de casi un cuarto de millón de ocupados en los cinco años, que suponen aproximadamente el 20% del aumento total en el conjunto de los sectores productivos<sup>179</sup>.

**CUADRO 4.1.3.**  
Evolución de algunas macromagnitudes  
(tasas de variación anual a precios constantes de 1986)

**OFERTA**

sectores	1985	1986	1987	1988	1989
<b>Produc. energéticos</b>	6,7	3,8	0,4	5,1	2,2
<b>Produc. industriales</b>	2,3	5,1	5,9	3,9	3,8
<b>Construcción</b>	2,2	5,9	8,3	10,5	13,8
<b>Servicios Venta</b>	1,5	3,6	4,3	4,6	4,8

**DEMANDA**

componentes	1985	1986	1987	1988	1989
<b>Consumo privado nal.</b>	3,5	3,3	5,8	4,8	5,6
<b>Consumo público</b>	5,5	5,4	8,9	4,0	8,3
<b>Formación B de CF</b>	6,1	9,9	14,0	14,0	13,8
<b>Var. de existencias</b>	-0,8	0,5	0,3	0,5	0,0
<b>Exportaciones</b>	2,7	1,9	6,3	5,1	3,0
<b>Importaciones</b>	7,9	14,4	20,1	14,4	17,2

**PRECIOS**

	1985	1986	1987	1988	1989
<b>IPC<sup>1</sup></b>	8,8	8,7	5,3	4,8	6,8
<b>IPRI<sup>2</sup></b>	7,8	3,1	2,1	3,3	4,2

<sup>1</sup> Tasa de variación del Índice de Precios al Consumo (1983=100).

<sup>2</sup> Tasa de variación del Índice de Precios Industriales sin energía (1974=100).

Fuente: INE.

<sup>179</sup> Los ocupados durante los cinco años aumentan (en miles de personas): en 344 en la construcción y 1.255 en los servicios. (D.G. de Previsión y Coyuntura).

**La tercera etapa 1990-92** se caracteriza por un moderado crecimiento -próximo a cero en 1992-, que es preámbulo de la fuerte recesión de 1993. El objetivo de convergencia con los demás países de la CE, empieza a peligrar en 1989 por el fuerte calentamiento de la economía tras cinco años de expansión de la demanda interna. Esto obliga al Gobierno a adoptar un paquete de medidas de carácter monetario en agosto de 1989 y julio de 1990<sup>180</sup> que producen una fuerte contención de la demanda -Cuadro 4.1.4.-; así la FBKF pasa del 13,8% en 1989 a 6,6% en 1990, 1,6% en 1991 y -4,4 en 1992.

La contención de la demanda interna en España se solapa con un bajo crecimiento en los principales países desarrollados. Este estancamiento de la economía mundial se ve motivado, en gran medida, por el deterioro de las expectativas de los agentes económicos durante el año 91 debido a la concurrencia de tres factores: las consecuencias financieras de la invasión de Kuwait en agosto de 1990 y la posterior Guerra del Golfo en enero de 1991; la creciente inestabilidad en la Unión de Repúblicas Socialistas Soviéticas -independencia de las Repúblicas Bálticas, falta de sintonía entre Yeltsin y Gorbachov...-; y el comienzo de la Guerra Civil en Yugoslavia que

---

<sup>180</sup> El tipo de interés del mercado interbancario a un año pasa del 14,8% en agosto de 1989 a 15,7 un año después. Esta política de tipos altos contribuye al fortalecimiento de la peseta frente a las demás monedas haciendo que el tipo de cambio respecto al dolar se reduzca de 122,2 en septiembre del 89 a 94,0 en noviembre del 90.

**CUADRO 4.1.4.**  
**Evolución de algunas macromagnitudes**  
**(tasas de variación anual a precios constantes de 1986)**

**OFERTA**

sectores	1990	1991	1992
<b>Produc. industriales<sup>1</sup></b>	2,0	1,4	0,0
<b>Construcción</b>	10,2	3,0	-5,4
<b>Servicios Venta</b>	3,1	2,1	1,8

**DEMANDA**

componentes	1990	1991	1992
<b>Consumo privado nal.</b>	3,6	2,9	2,2
<b>Consumo público</b>	6,6	5,6	4,0
<b>Formación Bruta de CF</b>	6,6	1,6	-4,4
<b>Var. de existencias</b>	0,0	-0,1	0,1
<b>Exportaciones</b>	3,2	7,9	7,4
<b>Importaciones</b>	7,8	9,0	6,9

**PRECIOS**

	1990	1991	1992
<b>IPC<sup>2</sup></b>	6,7	5,9	5,9
<b>IPRI<sup>3</sup></b>	2,2	1,5	1,4

<sup>1</sup> Incluye productos energéticos.

<sup>2</sup> Tasa de variación del índice de Precios al Consumo (1983=100).

<sup>3</sup> Tasa de variación del índice de Precios Industriales sin energía (1974=100).

Fuente: INE.

demuestra la debilidad de las instituciones europeas. Estos tres problemas del escenario internacional contribuyen decisivamente al advenimiento de la recesión<sup>181</sup>, que es

<sup>181</sup> Tanto Alemania y la media de la UE (15 países) como Japón, vieron como el fuerte crecimiento del período 86-90 se atenúa progresivamente en 1991 y 1992, para entrar en valores negativos en 1993 e iniciar la recuperación en 1994, a excepción de los EEUU que alcanzaron el mínimo el año 91 y comenzaron la recuperación el año 92.

**VARIACIÓN REAL DEL PIB**

1990	1991	1992	1993
------	------	------	------

sensiblemente más virulenta en algunos países de Europa, como es el caso de España -en concreto 1992 arroja un crecimiento de tan solo el 0,7% y 1993 de -1,1% de variación del PIB-.

La producción industrial y la construcción muestran su elevada sensibilidad a la evolución cíclica de la economía. Así la industrial llega a un incremento cero en 1992, mientras que el grado de utilización de la capacidad productiva lo hace del 81% en 1989 al 74% en 1992 -véase el Cuadro 3.2. del capítulo III-. Sin embargo, el buen comportamiento de las exportaciones y de los precios industriales son el contrapunto de esta situación.

**4.1.2. Evolución sectorial.**

El análisis de la composición sectorial del PIB en la economía española -Cuadro 4.1.5. de la página 208- muestra una pérdida de importancia relativa del sector industrial, que pasa de representar el 30,7% -a precios constantes- en 1982 al 28,6% en 1992. Reducción todavía más acentuada -más de 6 puntos- si se contempla a precios corrientes, lo que indica el bajo crecimiento de los

España	3,7	2,2	0,7	-1,1
UE(15)	2,8	1,4	1,0	-0,4
Alemania	5,3	3,8	2,2	-1,1
EEUU	0,8	-0,7	2,3	3,1
Japón	4,8	4,3	1,1	-0,2

Fuente: OCDE

precios industriales respecto a los de otros sectores, especialmente los servicios. Esta reducción, junto con la sufrida por la agricultura de 0,9 puntos reales y 2,6 nominales, se produce a favor del sector servicios y, en menor medida, la construcción. Sin embargo, la evolución no es la misma a lo largo del período de análisis. Se puede considerar una primera etapa de 1982 a 1988 -fases 1ª y gran parte de la 2ª del ciclo económico general- donde no se producen cambios apreciables en la estructura sectorial. Es, en la segunda etapa, que se inicia en 1989<sup>182</sup>, cuando se hacen más patentes los cambios.

Los datos de empleo -Cuadro 4.1.6. de la página 209- confirman la pérdida de relevancia de la industria - reducción de 2,8 puntos- y el auge de los servicios - aumento de 9,8 puntos- que se produce sobre todo a costa del empleo agrario. También, la evolución en la creación de empleo durante estos años tiene un comportamiento similar. La agricultura pierde empleo durante diez de los once años analizados, destacando el 86 y el 91 en que lo hace a más del 9%; es decir la destrucción de empleo en el sector se acelera tras el ingreso en la CE. La evolución es exactamente la contraria en los servicios que ganan empleo todos los años menos en uno -el 82, el único en que recupera empleo la agricultura-; destacando el valor correspondiente al año de ingreso en la CE, que refleja un

---

<sup>182</sup> Para muchos autores, como es el caso J. Segura y A. González (1992), 1989 consideran este año el fin del ciclo expansivo.



CUADRO 4.1.5.  
Evolución de la Estructura porcentual  
del PIB  
(precios constantes de 1986)

Año	Agricultura y Pesca	Industria	Construcción	Servicios
1982	6,0	30,7	7,4	55,8
1983	6,3	30,8	7,3	55,7
1984	6,7	30,2	6,7	56,3
1985	6,8	30,4	6,7	56,1
1986	5,9	30,9	6,9	56,3
1987	6,3	30,7	7,1	55,9
1988	6,2	30,6	7,4	55,8
1989	5,5	30,3	8,1	56,1
1990	5,5	29,7	8,6	56,3
1991	5,3	29,1	8,7	56,9
1992	5,1	28,6	8,2	58,0

(precios corrientes)

Año	Agricultura y Pesca	Industria	Construcción	Servicios
1982	6,4	31,0	8,0	55,6
1983	6,2	30,2	7,5	56,2
1984	6,5	30,4	6,6	56,5
1985	6,2	30,2	6,7	56,9
1986	5,9	30,9	6,9	56,3
1987	5,8	30,3	7,4	56,5
1988	5,7	29,5	8,1	56,8
1989	5,2	28,9	9,0	57,0
1990	5,0	27,4	9,7	58,0
1991	4,3	26,1	9,9	59,6
1992	3,8	24,9	9,2	62,2

Fuente: INE

CUADRO 4.1.6.  
Evolución de la Población Ocupada  
Distribución Sectorial

Año	Agricultura y Pesca	Industria	Construcción	Servicios
1982	18,5	25,5	8,3	47,7
1983	18,7	25,2	8,0	48,0
1984	18,4	25,0	7,6	49,0
1985	18,2	24,4	7,3	50,2
1986	16,1	24,3	7,6	52,0
1987	15,1	24,1	8,1	52,6
1988	14,4	23,8	8,7	53,1
1989	13,0	23,6	9,2	54,1
1990	11,8	23,7	9,7	54,8
1991	10,7	22,9	10,1	56,3
1992	10,1	22,7	9,7	57,5

Tasas de Variación Anual

Año	Agricult. y Pesca	Industria	Constru.	Servicios	Tot.
1982	-2,3	-5,5	-3,0	1,8	-1,3
1983	0,2	-2,3	-4,6	-0,3	-1,1
1984	-3,6	-2,5	-7,5	0,2	-1,8
1985	-2,0	-3,4	-4,8	1,4	-0,9
1986	-9,7	1,7	7,4	6,0	2,2
1987	-3,1	2,5	9,8	4,3	3,1
1988	-2,0	1,5	9,5	3,9	2,9
1989	-5,7	3,3	11,1	5,9	4,1
1990	-7,0	2,8	7,6	4,0	2,6
1991	-9,4	-3,0	4,3	3,0	0,2
1992	-6,9	-3,0	-6,1	0,2	-1,9

Fuente: INE

crecimiento del 6%.

La industria y la construcción reflejan un comportamiento marcadamente procíclico, porque suelen destruir empleo en los años de bajo crecimiento y crearlo en los de alto. Respecto a lo ocurrido en la industria, destacan los dos últimos años que recogen una disminución en el número de ocupados del 3%<sup>183</sup>, consecuencia de la atonía de la producción industrial ante la contención de la demanda interna -recuérdese el valor negativo de la FBKF 1992-.

Para entender mejor la evolución de la estructura sectorial, que ha supuesto el acercamiento de España a lo que suele ser normal en un país desarrollado -mayor importancia del sector terciario-, es preciso hacer dos comentarios:

1º.- Queda claro que el sector servicios ha crecido, pero lo ha hecho más en aquellos **servicios vinculados a la producción industrial**<sup>184</sup>. Incluso actividades propias de los servicios que tradicionalmente se venían desarrollando en el seno de la empresa industrial se han externalizado, y en muchos casos debido a las estrategias empresariales de reducción de costes fijos.

---

<sup>183</sup> Estos datos son preámbulo de la fuerte caída del año 93 en que la población ocupada lo hace un 9,4%.

<sup>184</sup> Véase a este respecto M.R. Sancho y J.E. Gradolph, 1994.

2°.- La tendencia se ha visto reforzada por la evolución diferenciada de los precios sectoriales. Las fuertes subidas de los costes laborales en los servicios han podido repercutirse en los precios sin modificar los márgenes, debido al reducido grado de exposición a la competencia internacional del sector terciario.

El mal comportamiento de los precios de los servicios supone un gran perjuicio para la industria, sobre todo en un período en que aumenta la interrelación entre los dos sectores. Las empresas industriales al estar relativamente más abiertas a la competencia internacional, tienen mayores dificultades para trasladar a los precios los aumentos de costes inducidos por los servicios. En esta situación se ven forzadas a moderar los márgenes de beneficio y, al mismo tiempo, limitar las inversiones necesarias para modernizarse o/y aumentar su endeudamiento.

Además del perjuicio directo hay otro indirecto. El crecimiento de precios en los servicios provoca aumentos en el índice de Precios al Consumo, y como éste es el principal indicador en las demandas salariales, termina presionando al alza sobre los costes laborales industriales.

Tanto la interrelación entre los servicios y la industria como las tres fases del ciclo económico general, quedan recogidas en los modelos que son examinados a continuación. Además, en éstos se incluyen los procesos de inversión y distribución que son centrales en la Teoría de Kalecki.

## **4.2. Resultados para los Modelos de Medida.**

### **4.2.1. Año de referencia: 1984.**

El **modelo de medida inicial** -como quedó definido en el capítulo anterior<sup>185</sup>- fue contrastado para el año 1984<sup>186</sup> mediante el programa EQS<sup>187</sup>, usando el método de estimación de máxima verosimilitud y la matriz de correlaciones<sup>188</sup>. **Tras analizar los resultados:** los residuos estandarizados, pruebas de significación conjunta [un valor crítico de la probabilidad  $p^c < 0,001$ , que supone que el **modelo propuesto** es un suceso bastante improbable, y un índice de ajuste comparativo  $CFI = 0,772 < 0,9^{189}$ ] y significación individual de los parámetros,

---

<sup>185</sup> Apartado 3.6.. Recuérdese que lo componen doce variables observables, tres factores y un conjunto de relaciones que recogen algunas de las ideas básicas de las teorías de Kalecki, sobre todo las relacionadas con la distribución funcional.

<sup>186</sup> Último año de la primera fase que registró un moderado crecimiento del 1,5%.

<sup>187</sup> La salida es analizada en profundidad en el apartado A5.1.1.1. del Apéndice V.

<sup>188</sup> Se hace lo mismo en los quince modelos.

<sup>189</sup> El COMPARATIVE FIT INDEX es:

$$CFI = | [(\chi_o^2 - df_o) - (\chi_k^2 - df_k)] / (\chi_o^2 - df_o) |.$$

siendo  $\chi_o^2$  y  $df_o$ , respectivamente, el valor del estadístico y los grados de libertad bajo la hipótesis nula,  $\chi_k^2$  y  $df_k$  lo mismo pero

**se concluye que el ajuste no es aceptable.**

Visto lo anterior, se intentan diferentes versiones del modelo **-modelos anidados-** según lo que iban indicando las pruebas de Wald y Lagrange<sup>190</sup>, con el objetivo de encontrar aquél que reprodujera adecuadamente la matriz de correlaciones. De este modo **se obtiene el modelo que aparece en el Diagrama 4.2.1..** El examen detallado de los resultados del mismo<sup>191</sup>, muestra que el ajuste es aceptable. Buena prueba de ello es que las correlaciones están explicadas en un 96,3% **-CFI=0,963-** y casi todos los parámetros son estadísticamente significativos **-la mayoría al 5% y algunos al 10%-**.

Si se compara el modelo resultante con el de partida, se aprecian las **diferencias** siguientes:

a) Aunque el número de factores siga siendo el mismo el de variables observables no, reduciéndose de doce a nueve. **Desaparecen** dos relacionadas con el primer factor **-COEVAR y SALSU-** y una asociada al tercero **-INVPR-**.

b) Como consecuencia directa de a), **se elimina la covarianza que**

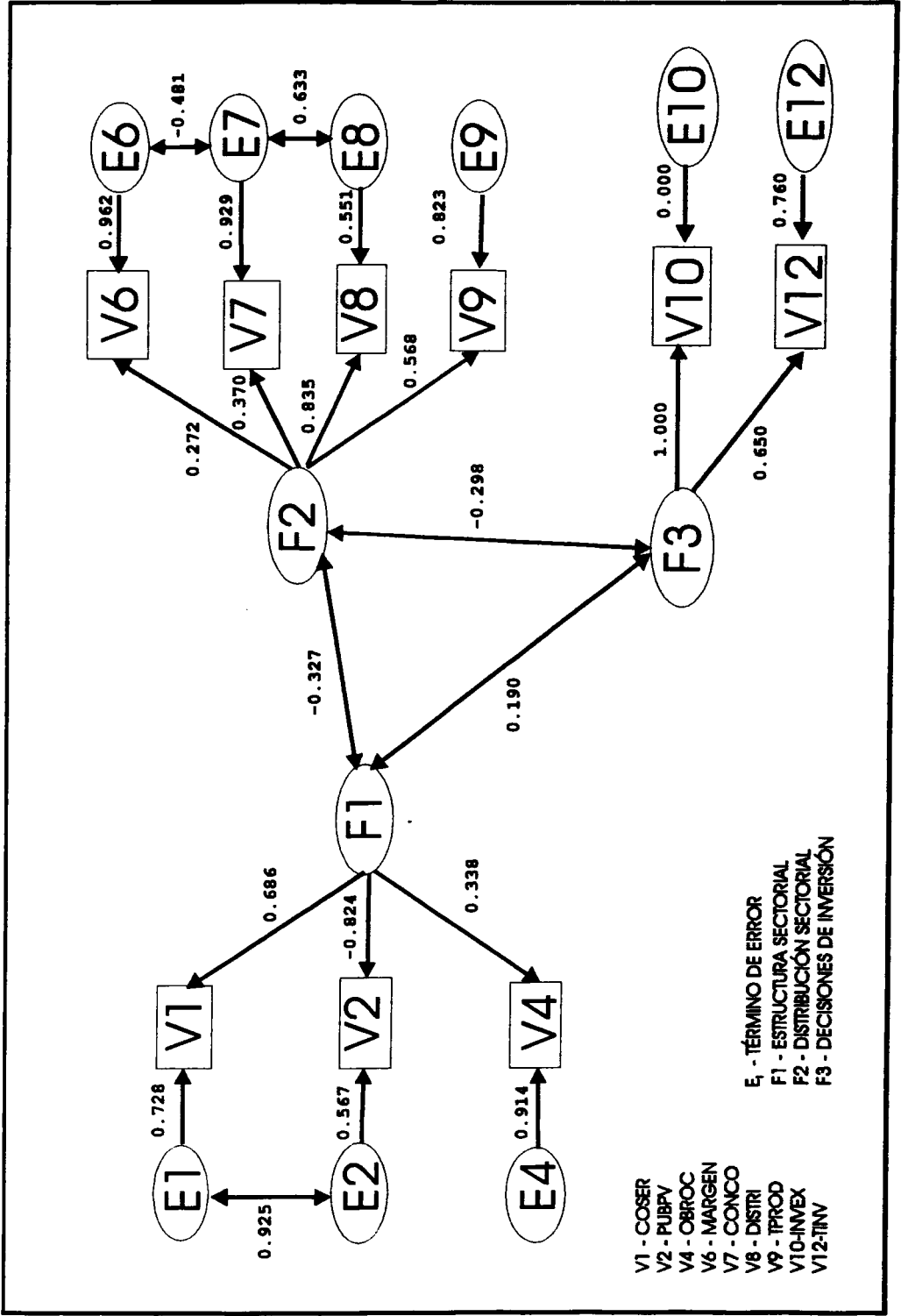
---

para el modelo propuesto **-hipótesis alternativa-**. Tiene un rango de variación entre 0 y 1, considerándose que el ajuste es aceptable cuando es  $> 0,9$ . Es el mejor criterio de evaluación de un modelo (véase Byrne, 1994, p. 55).

<sup>190</sup> Véase una descripción detallada de las mismas en el Apéndice V apartado A5.1.1.1..

<sup>191</sup> Si se quiere un análisis exhaustivo de las pruebas estadísticas para el modelo final, véase el apartado A5.1.1.2. del Apéndice V.

DIAGRAMA 4.2.1.1.  
 MODELO DE MEDIDA FINAL  
 AÑO 1984



PVALUE = 0.166  
 CFI = 0.963

Nota: Solución final estandarizada

relaciona los términos de error de las variables **SALSU** y **OBROC**.

c) Se sustituye la covarianza que asocia **MARGEN** con **DISTRI** por la que liga **CONCO** con **MARGEN**.

d) Las restricciones<sup>192</sup>  $\lambda_{11} = \lambda_{62} = 1$  del modelo inicial son reemplazadas por las que se refieren a las varianzas de los términos de error  $\theta_{44} = \theta_{66} = 1$ ; sin embargo se mantiene  $\lambda_{103} = 1$ . Es decir, se liberan los coeficientes de ajuste de **COSER** con el primer factor y **MARGEN** con el segundo factor, y se fijan las varianzas de los errores de la cuarta y sexta ecuaciones<sup>193</sup>.

De las disparidades señaladas la más importante es la supresión de **COEVAR**<sup>194</sup> por la pérdida de profundidad analítica que conlleva. Desde un principio quedó claro que el primer conjunto de indicadores no medía adecuadamente el llamado *grado de monopolio*<sup>195</sup>; sin embargo al desaparecer **COEVAR** las diferencias entre éste y el primer factor se hacen aún más

---

<sup>192</sup> Véase la página 180.

<sup>193</sup> Recuérdese que este tipo de restricciones se imponían para facilitar la estimación de los parámetros.

<sup>194</sup> Esta variable intentaba recoger la concentración sectorial con los datos suministrados directamente por el INE referidos a la Encuesta Industrial. Esta información -como se señaló oportunamente- no permitía la elaboración de un indicador de concentración del tipo de Herfindahl, Rényi, Hannah y Kay...que cumpliera los postulados de Encaoua y Jacquemin. Ante tal imposibilidad se optó por elaborar el coeficiente de variación de Pearson de la producción bruta sectorial para las cinco clases de establecimientos, que no es una medida de concentración sino de dispersión relativa -véase apartado 3.5.-.

<sup>195</sup> No se disponía de información suficiente para poder hacerlo.



patentes. Recuérdesse a este respecto que Kalecki considera que la concentración industrial es el principal elemento explicativo en las variaciones del grado de monopolio.

El Diagrama 4.2.1. de la página 214 registra la **solución final estandarizada y las correlaciones entre las variables independientes** consideradas en el modelo. Para hacer su correcta **interpretación** conviene recordar que:

a) Tanto en el análisis factorial confirmatorio -AFC- como en el exploratorio -AFE-<sup>196</sup>, los factores -Fi- recogen la parte común -factores comunes- de las variables observables y los términos de error -Ej- la fracción no compartida -factores únicos-.

b) En AFC y AFE se verifica que la suma de los cuadrados de los coeficientes -cargas factoriales- representa la parte de la varianza de la variable observada que es debida a los factores -comunalidad- y el cuadrado del coeficiente del término de error la fracción de la varianza no recogida en los factores -especificidad-. Considerando la primera ecuación de la solución estandarizada

$$V1 = 0,686F1 + 0,728E1$$

y aplicando lo dicho en los coeficientes de ajuste

$$1 = 0,686^2 + 0,728^2 = 0,470 + 0,530$$

se comprueba que el 47% de la varianza de V1 -COSER- queda

---

<sup>196</sup> Apartado 3.6..

explicada por F1 y el 53% no<sup>197</sup>.

c) Los coeficientes de las ecuaciones son correlaciones entre cada variable dependiente y la(s) correspondiente(s) independiente(s).

Tras este breve recordatorio, obsérvese que hay tres indicadores asociados al **factor estructura sectorial**: COSER (coste de los servicios), PUBPV (gasto publicitario) y OBROC (porcentaje de obreros). El mejor explicado es publicidad -67,9% de la varianza- y el peor obreros -11,4%- . Así mismo dos tienen correlaciones positivas -COSER y OBROC-; en cambio la de publicidad es negativa y, en valor absoluto, la más alta. Quiere decir que **la variable que tienen un mayor peso en F1 es publicidad** sobre producción destinada a la venta, seguida del coste de los servicios.

Los **términos de error de COSER y PUBPV tienen un alto grado de correlación** - $r=0,925$ -, mostrando que la parte no modelizada -no asociada a la distribución funcional e inversión- de las dos variables tiene una relación muy fuerte. Piénsese que los servicios adquiridos -según la Encuesta Industrial- son de dos tipos: industriales<sup>198</sup> y no industriales<sup>199</sup>. Dentro de los

---

<sup>197</sup> Además 0,530 es la varianza del primer error, como puede comprobarse en el Apéndice V.

<sup>198</sup> "Incluyen los trabajos a contrata o comisión (incluso los realizados con materiales facilitados); los de reparación y mantenimiento corriente (no las grandes reparaciones y mejoras) de maquinaria y equipo; la asistencia técnica; y otros trabajos de instalación, investigación y estudio de carácter industrial."

no industriales se incluye la publicidad -que a su vez se compone de propaganda, publicidad y estudios de mercado<sup>200</sup>- por lo que no es de extrañar que COSER y PUBPV tengan una asociación positiva y elevada aunque sea a través de los términos de error.

A continuación aparecen cuatro variables observables relacionadas con el **factor distribución sectorial**: MARGEN (margen modificado de Kalecki), CONCO (relación entre consumos intermedios y costes de personal), DISTRI (cociente entre excedente y costes de personal) y TPROD (tasa de incremento de la productividad). La variable DISTRI es la que tiene una mayor correlación -0,835- y por tanto un porcentaje de varianza explicada más elevado -~70%- , seguida de TPROD con un coeficiente de casi 0,6. El resto tiene una varianza no explicada en torno al 90%.

Los términos de error de MARGEN y CONCO están inversamente asociados, lo que no es de extrañar si se tiene en cuenta que ambas variables fueron construidas a partir de otras, algunas de las cuales están repetidas en las expresiones de las

---

<sup>199</sup> "Incluyen el alquiler de maquinaria e instalaciones industriales; la propaganda, publicidad y estudios de mercado; la asistencia jurídica y contable; las comunicaciones (correo, teléfono, etc.); los transportes; las comisiones y otros gastos comerciales; las primas por seguros no sociales; los gastos bancarios (excepto intereses, descuentos de letras, préstamos y sus cuotas de amortización); y otros servicios y gastos."

<sup>200</sup> Como aparece en la pregunta correspondiente al código 34, apartado G, del Cuestionario modelo 210 de la Encuesta Industrial.

dos<sup>201</sup> -en un caso en el numerador y en el otro en el denominador-. También están asociados los errores de CONCO y DISTRI, pero esta vez de manera positiva debido a que los costes de personal aparecen en el divisor de las dos.

Kalecki supone que la participación de los beneficios en el valor añadido -DISTRI- crece con el margen -MARGEN-, disminuye con el aumento de los gastos generales y se elevaba cuando lo hacía el cociente entre los consumos intermedios y los costes de personal -CONCO-<sup>202</sup>. Los resultados -recogidos en el diagrama de la pág. 214- verifican este esquema de relaciones<sup>203</sup>. DISTRI, MARGEN y CONCO se mueven -a través de F2- en el mismo sentido como lo demuestra la coincidencia de signos de las cargas factoriales.

También las variables distributivas están conectadas positivamente con la variación de la productividad -TPROD-. Esto significa que los sectores industriales que más la han incrementado disfrutan de márgenes mayores, una distribución más favorable a los beneficios y una relación de costes variables

---

<sup>201</sup> Véase el capítulo III, donde fueron definidas

$$MARGEN_{jt} = [ (PRVEN_{jt}/IPRI_{jt}) / [ (MATPRI_{jt}/IPRI_{jt}) + (ENERG_{jt}/DENERG_{jt}) + (COSPE_{jt}/IPRI_{jt}) ] ]$$

$$CONCO_{jt} = [ (MATPRI_{jt}/IPRI_{jt}) + (ENERG_{jt}/DENERG_{jt}) ] / (COSPE_{jt}/IPRI_{jt})$$

<sup>202</sup> Véase capítulo I.

<sup>203</sup> Queda pendiente de comprobación la influencia de los gastos generales, que será vista cuando se introduzcan en la explicación las correlaciones entre los tres factores.

sesgada hacia las materias primas y energía<sup>204</sup>. Llegado a este punto no debe extraerse la conclusión equivocada de que la mayoría de los sectores registran incrementos elevados de productividad. Recuérdesse que 1984 es un año de poca actividad económica<sup>205</sup> en que la productividad -en pesetas constantes de 1990- no aumenta<sup>206</sup> en el conjunto de la industria.

Seguidamente se observan dos variables asociadas al factor decisiones de inversión: INVEX (inversión sobre beneficios) y TINV (tasa de inversión). La primera queda explicada totalmente por F3 y la segunda en un 42,25%. Al producirse esta situación la carga factorial de TINV coincide con el coeficiente de correlación de Pearson entre la dos variables observables -como puede comprobarse en la matriz de correlaciones del apéndice-. El signo del coeficiente indica que los sectores que realizan un mayor esfuerzo inversor en 1984 en relación a 1983 se han visto obligados a dedicar una mayor proporción de los

---

<sup>204</sup> Como por ejemplo el 38 -máquinas de oficina-, que es un sector -según la clasificación de la OCDE- de intensidad tecnológica alta y base científica -véase Sancho et al 1994- en que los datos para 1984 son:

	MARGEN	CONCO	DISTRI	TPROD
sector 38	1,39	10,35	4,06	1,51
media	1,31	3,67	1,01	1,00

<sup>205</sup> Incremento de la demanda de tan solo el 1,5%.

<sup>206</sup> El promedio de los 81 sectores de TPROD es igual 1,00, es decir no se han producido cambios en la productividad. Dato que es coherente con una caída en la producción industrial del 0,3% -CNE- y en el número de ocupados de un 2,5% -EPA-.

beneficios en el 84 para hacerlo.

Para completar el análisis de 1984 hay que tener en cuenta **las correlaciones entre los factores** que, aunque no muy altas, son significativas<sup>207</sup>. Se verifica que dos de ellas son negativas (F1-F2 y F2-F3) y una positiva (F1-F3), signos que son determinantes cuando se hace la interpretación final de los resultados. Así al ser negativo el de la carga factorial de PUBPV -V2- y combinarse con el menos de la correlación F1-F2, se produce una asociación indirecta<sup>208</sup> positiva entre V2 y las cuatro variables observables de F2 -que tienen coeficientes de ajuste mayores que cero-. En cambio, al tener F1-F3 un signo negativo, se genera una relación indirecta negativa entre las variables de inversión y distributivas.

Estos vínculos ponen de manifiesto que **los sectores que realizan un mayor esfuerzo publicitario suelen ser los que tienen: márgenes más grandes -en sintonía con la teoría de Kalecki<sup>209</sup>-, una distribución más favorable a los beneficios, una relación de costes variables en que predominan los de materias primas y energía, un incremento más elevado de productividad y un menor esfuerzo inversor.**

En cambio **aquellos sectores industriales que soportan unos costes de servicios respecto a lo producido -V1- más**

---

<sup>207</sup> Como puede comprobarse en el apéndice A5.1.1.2..

<sup>208</sup> Porque se hace a través de los factores.

<sup>209</sup> Capítulo I.

**elevados y/o una proporción de obreros -V4- mayor, es frecuente que registren lo contrario dado que generan:**

1º) -a través de la correlación F1-F2- menores márgenes -V6- y gastos de materias primas y energía en relación a los de personal -V7-, una distribución menos favorable a los beneficios -V8- y reducciones o incrementos menores de productividad -V9-.

Si se considera que los costes de los servicios son una parte de los gastos generales<sup>210</sup> que ha de soportar la empresa, y como se acaba de mencionar valores altos de los mismos están asociados con menores márgenes, **parece que no se cumple la idea de Kalecki de que los gastos generales impulsan elevaciones en los márgenes<sup>211</sup>** y eso que el año de referencia se encuentra dentro del período de crisis económica<sup>212</sup>, que es cuando supone que se producen los incrementos. Este incumplimiento puede estar motivado por la diferente definición empleada en los gastos generales y las peculiares relaciones existentes en España entre el sector industrial<sup>213</sup> y de servicios<sup>214</sup>.

---

<sup>210</sup> Quedaría por incluir, entre otras, la importante partida de gastos financieros.

<sup>211</sup> En el capítulo I se señaló que el paulatino aumento de los gastos generales -que incluían, aparte de servicios y financieros, la retribución del personal de oficina- respecto a los costes variables, inicialmente opera comprimiendo los beneficios. Esta tendencia a la contracción de los beneficios hace que los empresarios se vean impelidos a elevar el margen para poder recuperarlos. Esto suele suceder en una fase concreta del ciclo, en la depresión, y de esta forma en ésta se produce un crecimiento en el grado de monopolio: es decir, un aumento en el margen.

<sup>212</sup> Véase al respecto, Segura et al 1992, pp. 143-146.

<sup>213</sup> Más abierto a la competencia internacional y por tanto con mayores dificultades de trasladar a los precios -a través de los márgenes- los incrementos de costes.

Otra de las conexiones vistas en la teoría era la establecida entre "poder sindical" y margen<sup>215</sup>. Ésta no tiene forma de ser verificada de forma plausible con la información utilizada en el modelo. Sin embargo se tiene la variable **OBROC** que mide la importancia de los obreros -que son los que registran un mayor porcentaje de afiliación sindical<sup>216</sup>- con una **asociación inversa** -a través de los factores F1 y F2- con **MARGEN**. Por lo tanto, en esta relación **puede considerarse que interviene -al menos en una parte de la misma- la fuerza de las organizaciones sindicales**, comprobándose en cierto modo la interacción señalada.

2º) -mediante la asociación entre F1-F3- un mayor esfuerzo inversor en relación a su excedente -V10- y al realizado en el 83 -V12-.

En resumen los sectores con menores excedentes -V6, V7 y V8- suelen depender más de los servicios, tener un porcentaje de personal de producción más elevado, gastar relativamente menos en publicidad, registrar incrementos de productividad pequeños o negativos, y realizar un esfuerzo inversor mayor en 1984. El perfil descrito se adapta bastante

---

<sup>214</sup> Al estar menos abierto a la competencia exterior puede aumentar los precios más que otros sectores.

<sup>215</sup> "la mayor fuerza de los sindicatos hace que se reduzca el grado de monopolio" (capítulo I).

<sup>216</sup> "Por lo que respecta a los niveles de afiliación, los datos...muestran que en general la tasa de sindicación de obreros es significativamente superior a la de los empleados." (Esteve et al. 1993, p. 49).



bien al de un sector en reconversión y, por tanto, refleja fielmente lo sucedido en la industria española ese año. Por ejemplo la Siderurgia<sup>217</sup> cumple todas las características enumeradas.

Es este un año en que la reconversión<sup>218</sup> prosigue en varios sectores<sup>219</sup> -se adoptan importantes decisiones financieras y/o laborales- y en otros<sup>220</sup> se dan por terminadas las acciones administrativas a las que obligan los planes anteriores<sup>221</sup>. El objetivo de las autoridades es que las empresas menos competitivas se adapten a las nuevas exigencias de los mercados y así poder recomponer su excedente<sup>222</sup>. Estas empresas pertenecen a las ramas industriales tradicionales que habían sido el motor de la industrialización de los años sesenta, y que son las más castigadas en la crisis de los setenta.

Por último indicar que casi todo lo especificado en el modelo de medida final -como se ha demostrado- satisface la teoría de la distribución de Kalecki.

---

<sup>217</sup> Sector 10 de la EI y 221 a 223 de CNAE74.

<sup>218</sup> El Real Decreto-Ley de Reconversión y Reindustrialización 8/83 -aprobado tras la elaboración del Libro Blanco-, se transforma al año siguiente en la Ley 27/1984.

<sup>219</sup> Siderurgia Integral, Aceros Especiales, Construcción Naval, Electrodomésticos Línea Blanca, y equipo Eléctrico del Automóvil.

<sup>220</sup> Textil, Forja Pesada, Acero Común no Integral, Componentes Electrónicos y Semitransformados de Cobre.

<sup>221</sup> Véase el Informe Anual Sobre la Industria Española en 1984 del MINER, página 28 y siguientes.

<sup>222</sup> Como se mencionó en el apartado 4.1..

#### **4.2.2. Los otros modelos del período de análisis.**

En las páginas que siguen se analizan los resultados de los demás modelos de medida. En cada uno de ellos se ofrece un diagrama con la solución final estandarizada y las correlaciones tenidas en cuenta entre variables independientes.

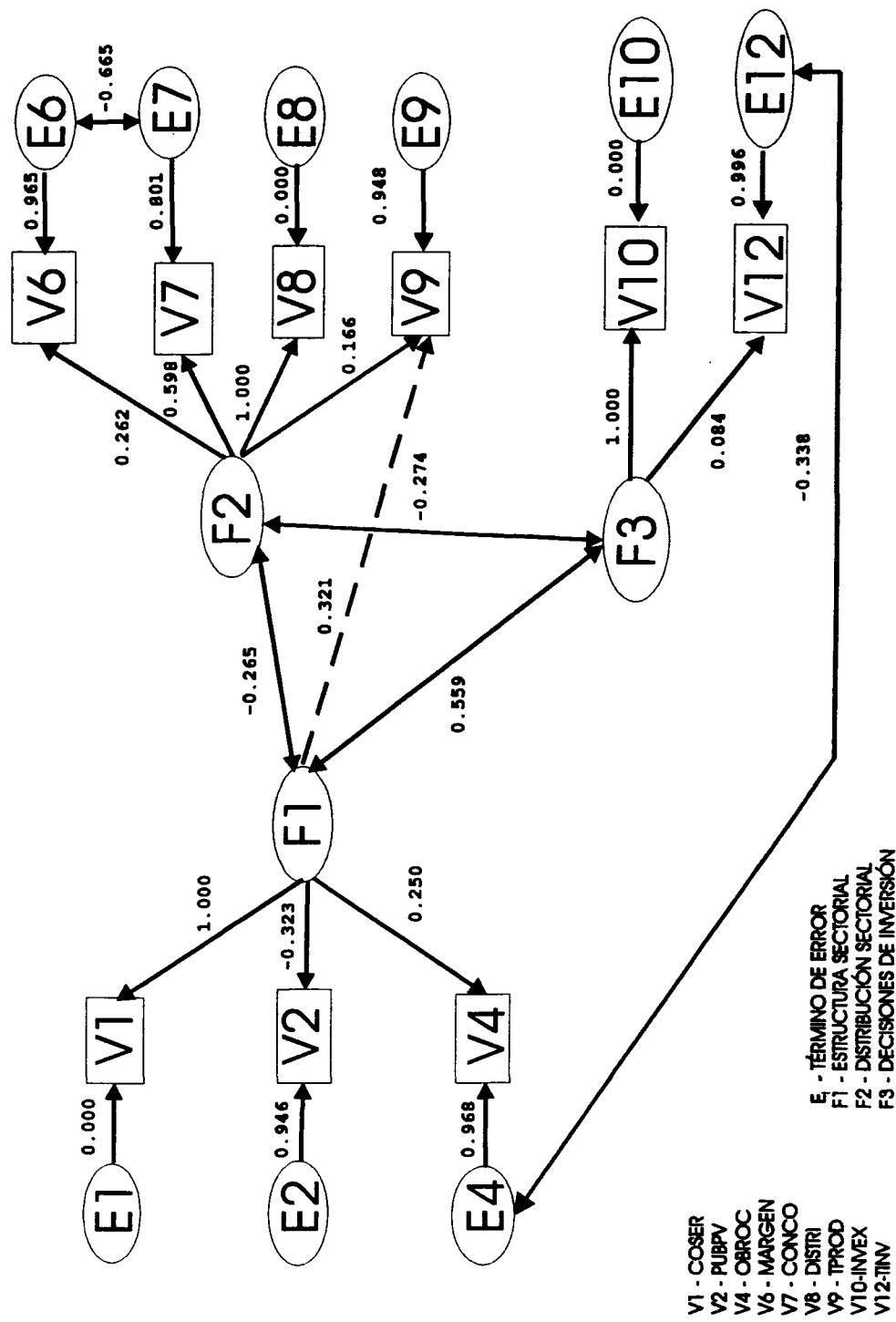
Como puede comprobarse en el apéndice V, **todos superan el valor crítico en las pruebas de significación conjunta** -  $CFI > 0,90$  y  $p^c > 0,01$ - **y algunos presentan pequeños problemas en la estimación de algún/os parámetro/s** -según el análisis de los residuos y las pruebas de significación individual- que no aparecen reflejados en los tests de Wald y Lagrange, confirmándose de este modo la poca entidad de los mismos.

**El modelo del 84 es el patrón de comparación en el estudio de los otros**, pero también se establecen relaciones con los descritos hasta cada momento. Por lo tanto, cuando se analiza un año es necesario tener presentes los modelos anteriores.

##### **4.2.2.1. Continuación de la crisis: 1982-1984.**

###### **AÑO 82**

El Diagrama 4.2.2.a. recoge los resultados del modelo de medida del año 1982. En él se aprecian las características siguientes:



PVALUE = 0.015  
CFI = 0.905

Nota: Solución final estandarizada

1ª.- Las variables observables y los factores son los mismos que en el año 1984.

2ª.- Los **signos de los parámetros** comunes a los dos modelos -84 y 82- **coinciden**. Esto supone que la **interpretación es similar** en los dos años, cumpliéndose también casi en su integridad la teoría de Kalecki.

3ª.- Los **valores absolutos** de los parámetros **varían** respecto a 1984. Siendo los cambios más relevantes:

a) En F1 es mayor la carga factorial asociada a los servicios (COSER) y menores las otras dos. Incluso V1 aparece medida sin error.

b) En F2 la variable más importante sigue siendo la que se refiere a la distribución funcional del valor añadido (DISTR1), pero ahora está medida sin error. También se registra un coeficiente más elevado en CONCO, que se debe a un efecto de compensación ante la pérdida de importancia relativa de otras variables - sobre todo de TPROD-.

La tasa de variación de la productividad pierde influencia en las variables distributivas y lo aumenta en otras ligadas a F1.

c) En F3 continua el papel predominante INVEX, en cambio **la tasa de inversión pierde peso**. Esto quizá esté motivado por una tasa negativa en la formación bruta de capital fijo agregada -a precios constantes-

del 0,1%. En la industria el descenso es aún mayor, alcanzando el -0,3%<sup>223</sup>; en cambio en los 81 sectores industriales registra un aumento medio del 1% -en 1984 el 4%- . Recuérdese que, aunque la Ley 21 de Reconversión industrial -continuación del Decreto-Ley de junio de 1981- fuera aprobada este año, "los planes de reconversión en general no han contribuido sustancialmente a la reindustrialización del país, limitándose al saneamiento financiero y laboral de las empresas afectadas, pero no acometiendo una verdadera política orientada a la reestructuración de los activos industriales"<sup>224</sup>. Es decir la reconversión llevada a cabo -hasta el momento- no provoca incrementos significativos en la inversión industrial, como han demostrado los datos.

d) La correlación entre F1 y F3 es más elevada, indicando que los sectores que dedican una parte más elevada de su excedente a la inversión suelen ser -con mayor frecuencia que en 1984- los que soportan mayores gastos en servicios, menores en publicidad y tienen una proporción de obreros elevada.

4<sup>a</sup>.- Algunos parámetros desaparecen, en concreto las correlaciones entre los términos de error de COSER y PUBPV y

---

<sup>223</sup> Sobre este asunto véase el "Informe Anual Sobre la Industria Española de 1982", páginas 95 y 96.

<sup>224</sup> Op. cit. pág. 37. En las páginas anteriores se hace un análisis bastante crítico de la Reconversión, tal y como se estaba llevando a cabo hasta ese momento.

CONCO y DISTRI. En los dos casos la varianza del término de error de una de las variables implicadas -en el primero COSER y en el segundo DISTRI- es igual a cero, imposibilitando de facto el cálculo de las correlaciones.

5\*.- **Aparecen dos parámetros nuevos.** La variable tasa de variación de la productividad queda explicada además por F1. El valor del coeficiente -0,321- tiene signo positivo, señalando que TPROD covaría en el mismo sentido que COSER y OBROC y en sentido contrario que PUBPV. Considerando simultáneamente el signo de la carga factorial de TPROD con F2 -también positivo- y la correlación negativa entre F1 y F2, se da una situación paradójica. Por un lado -F2- TPROD se asocia positivamente con los sectores que tienen una distribución más favorable a los beneficios y por otro, la parte más ligada a la estructura sectorial -servicios, publicidad e importancia de los obreros- incide de forma negativa sobre el mismo concepto. La inconsistencia lógica se resuelve si se consideran dos elementos: los valores absolutos de los dos coeficientes apuntan a una covariación neta negativa sobre las variables distributivas y existe un dispar comportamiento sectorial, no muy acentuado [de la variabilidad de TPROD solo queda explicada una pequeña parte: 10,3% por F1 y 3% por F2].

El otro parámetro es la correlación inversa entre las partes no medidas de TINV y OBROC, que al ser tan grandes -99,2% y 93,7%, respectivamente- coincide casi exactamente con el coeficiente de correlación de las dos variables [-0,337].

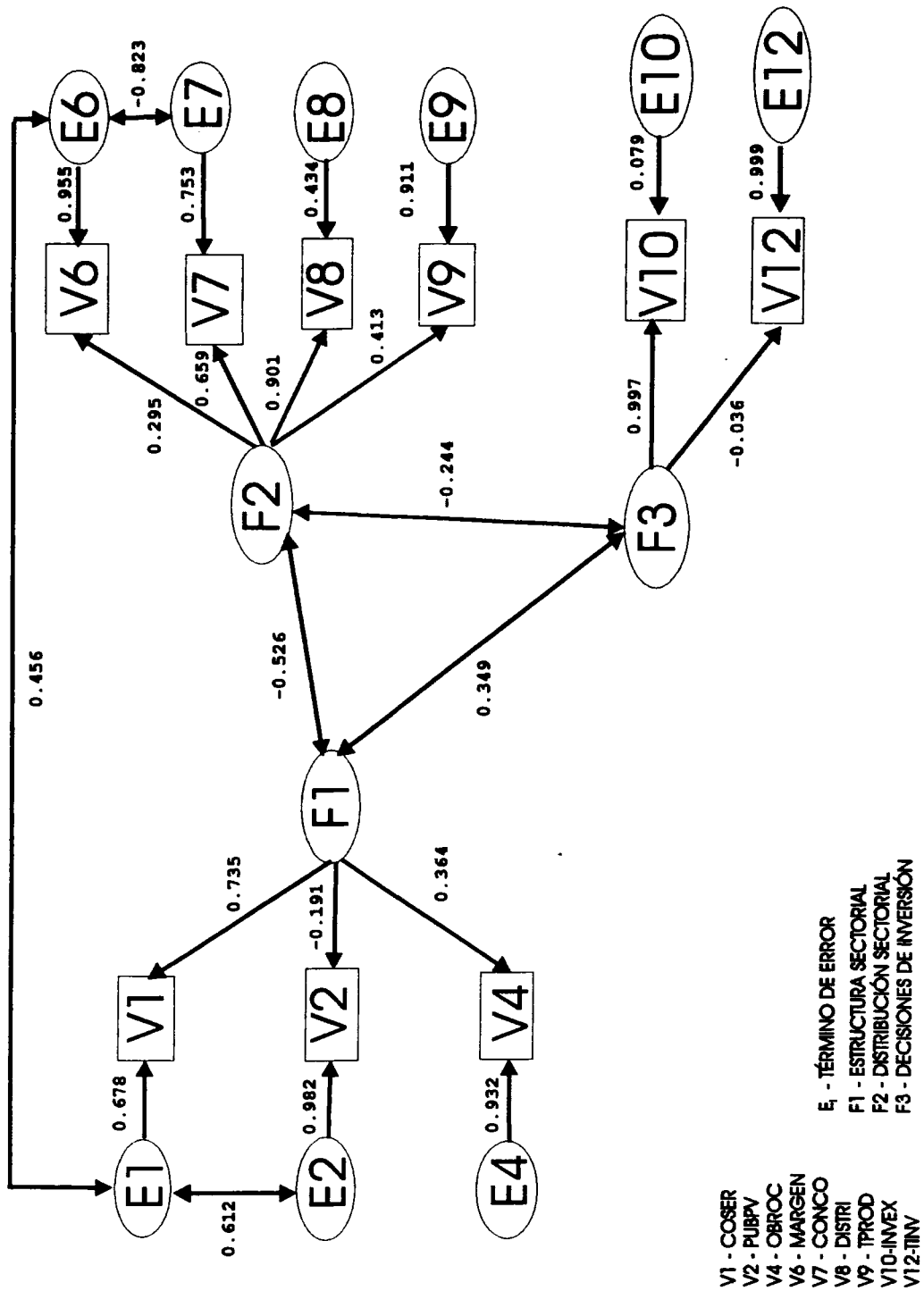
Como se puede comprobar en el Cuadro A5.1.2.b. del apéndice V, el resultado del modelo es ligeramente peor que el de 1984, pero algo mejor que el de 1982. En cualquier caso, dado que se cumple que  $CFI > 0,9$  el ajuste puede considerarse aceptable.

Los resultados del modelo aparecen en el Diagrama 4.2.2.b. de la página 231. En él se advierten las características siguientes:

- 1ª.- Las variables observables y los factores son los mismos.
- 2ª.- No hay cambios en la mayoría de los signos de los parámetros comunes a los tres modelos -82, 83 y 84-. Esto hace que la interpretación sea similar a la realizada el año de referencia. Sin embargo, se produce un cambio de signo en la carga de TINV, que pasa a ser negativa. Este hecho indica, aunque de forma muy leve, que los sectores que dedican una parte mayor de su excedente a la inversión suelen ser los que registran menores - incluso negativas- tasas de inversión. 1983 -primer año de gobierno socialista- se caracteriza por la continuidad en el mal comportamiento de la inversión -sin que se hayan recuperado aún los excedentes empresariales<sup>225</sup>-, como lo demuestra la reducción de la FBCF industrial del 2,4% y el leve incremento medio de TINV

---

<sup>225</sup> En 1982 y 1983 el excedente bruto de explotación tiene un volumen menor que los costes de personal, como demuestran las medias de DISTRI para los 81 sectores industriales, que son 0,86 y 0,94 respectivamente. A partir de 1984 -hasta 1991- la media siempre es  $> 1$ .



Nota: Solución final estandarizada

PVALUE = 0.036  
CFI = 0.918



del 2%. Solo tienen tasas elevadas y positivas las industrias textiles y las electrónicas e informáticas<sup>226</sup>. No obstante es el año en que se elabora el denominado "Libro Blanco de la Reindustrialización" que sirve de sustento al Real Decreto-Ley 8/1983. Esta ley recoge -entre otros- los mecanismos de selección de los sectores que se acogerán a la Reconversión, las figuras de Sociedad en Reconversión y Gerencia del Plan, la creación del Fondo de Promoción de Empleo y las Zonas de Urgente Industrialización -ZUR-. Todo ello permite abordar la reindustrialización de una forma más rigurosa, sentando las bases para la futura recuperación de la tasa de inversión en la industria<sup>227</sup>.

**3ª.- Se detectan variaciones significativas en los valores de algunos parámetros, siendo las más relevantes:**

**a) En F1 se produce un progresivo debilitamiento de la carga factorial asociada a los servicios (COSER) - 1982=1,0, 1983=0,73 y 1984=0,69-, pero en 1983 -al igual que el año anterior- es la mayor. También la publicidad pierde peso -un año en que el relanzamiento del consumo privado, junto con la evolución favorable del sector exterior, permite un aumento de la demanda del 2,2%- respecto a 1982; en cambio OBROC lo gana.**

**b) En F2 DISTRI, aún siendo la variable más**

---

<sup>226</sup> Véase el Informe Anual Sobre la Industria Española en 1983 del MINER, página 106.

<sup>227</sup> En 1984 la inversión industrial aumenta -en términos reales- el 3,31%, debido al impulso de los subsectores de siderurgia, maquinaria, material de transporte y electrónica e informática (op.cit. p. 106).

importante, muestra una paulatina perdida de valor - 1982=1,0, 1983=0,90 y 1984=0,83-. En cambio TPROD tiene un comportamiento diametralmente diferente, gana rápidamente relevancia -1982=0,17, 1983=0,41 y 1984=0,57-. CONIN aumenta su peso respecto al año anterior; así como la asociación entre la parte no medida de éste y MARGEN. Por último, señalar la casi constancia de MARGEN en los tres años<sup>228</sup>.

c) En F3 continua el papel predominante de INVEX y el poco peso de la tasa de inversión, como en 1982 y a diferencia de 1984. En gran parte por la evolución de la FBCF -como se señaló supra-.

d) La correlación entre F1 y F2 es la más elevada de los tres años [-0,526], apuntando hacia un aumento del grado de asociación entre el grupo de variables distributivas y de estructura sectorial, en el año de mayor crecimiento de la producción y demanda nacionales [2,2%] desde 1977.

e) La correlación entre F1 y F3 va perdiendo importancia -1982=0,56, 1983=0,35 y 1984=19-. Es decir cada vez tienen menos influencia directa en las decisiones de invertir las peculiaridades sectoriales -gastos en servicios y publicidad y distribución del empleo-.

f) La correlación entre los términos de error de

---

<sup>228</sup> El margen no sufre grandes cambios en este período -véase la parte de descriptiva de variables del apéndice-. Mantiene un valor medio de 1,3, aunque con un progresivo aumento en la variabilidad -la desviación típica pasa de 0,12 en 1982 a 0,15 en 1984-.

**MARGEN y CONCO es la más elevada del período.**

**4ª.- Desaparece la correlación entre las partes no medidas de CONCO y DISTRI, debido al aumento de la asociación indirecta -a través de F2- de aquellas que sí lo están.**

**5ª.- Se incorpora la correlación entre los errores de MARGEN y COSER, indicando la existencia de una covariación significativa entre los márgenes y gastos en servicios no medida por los factores correspondientes y su interrelación.**

#### **4.2.2.2. Integración en la CE y recuperación industrial: 1985-1989.**

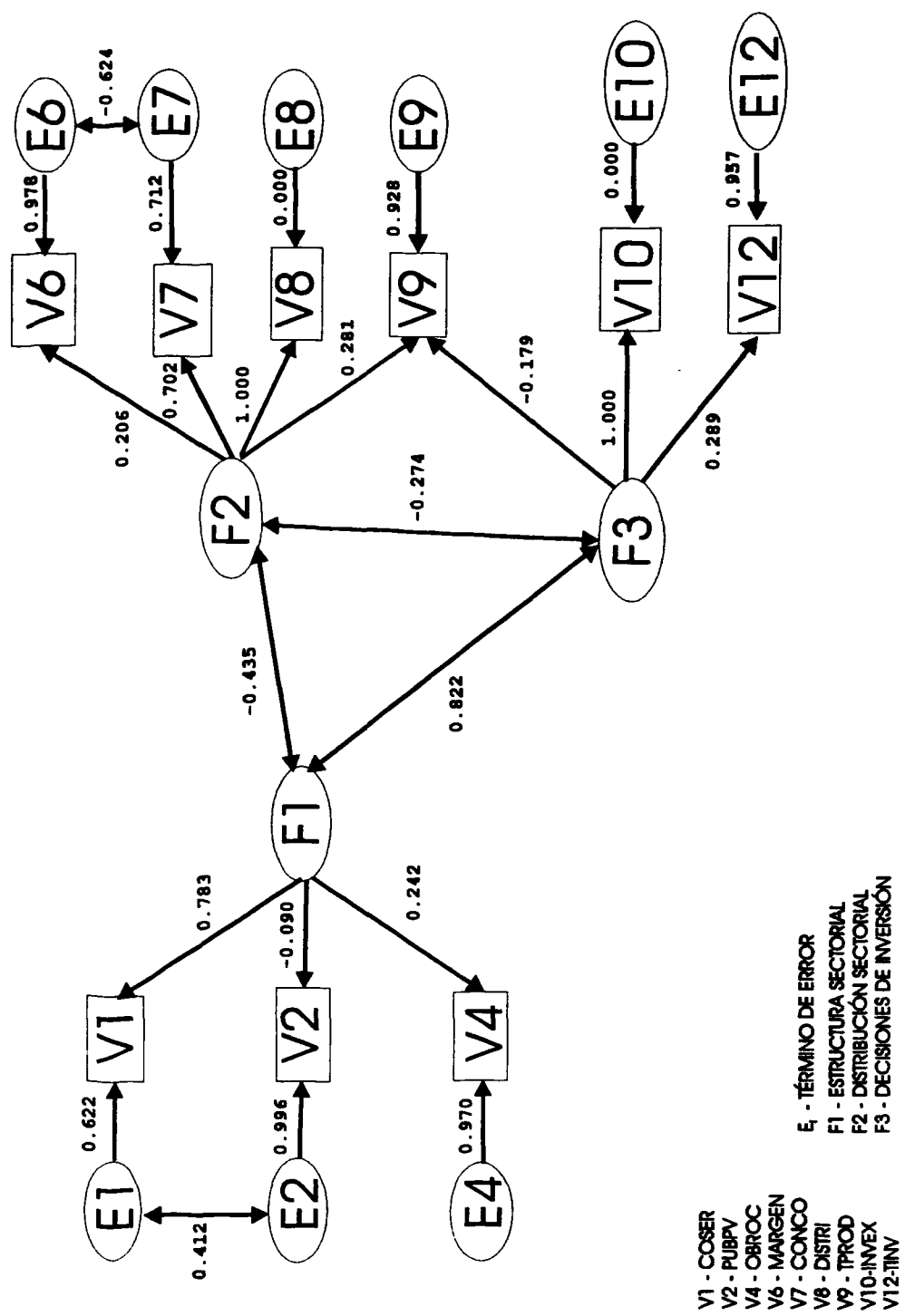
##### **AÑO 85**

El resultado -como sucede en los dos años anteriores- no es tan satisfactorio como el 84. Sin embargo al verificarse que  $CFI > 0,9$  el modelo alcanzado puede aceptarse.

Las estimaciones de los parámetros aparecen recogidas en el Diagrama 4.2.2.c. de la página 235. En éste se hallan los rasgos distintivos siguientes:

**1º.- Las variables observables y los factores son los mismos que en el trienio anterior.**

**2º.- No se producen cambios en los signos de los parámetros y,**



PVALUE = 0.011  
 CFI = 0.901

Nota: Solución final estandarizada

por tanto, en su interpretación.

3°.- Hay variaciones significativas en los valores de los parámetros:

a) En F1 se quiebra el progresivo debilitamiento - visto en años anteriores- del coeficiente asociado a los servicios, que crece hasta un nivel ligeramente superior al de 1983. La publicidad vuelve a perder peso en otro año -como sucede en el 83- en que se relanza el consumo privado; otro tanto sucede con el coeficiente de la estructura sectorial del empleo.

b) En F2 DISTRI rompe su tendencia a la reducción, elevándose hasta quedar medida en su integridad. También aumenta de valor el coeficiente de CONCO; en cambio los de TPROD y MARGEN tienen un comportamiento diferente. Conviene en este momento llamar la atención sobre lo siguiente:

\* los años que han experimentado aumentos en la productividad -todos excepto 1984-<sup>229</sup> tienen una carga factorial en TPROD no muy grande.

\* esos mismos años, el coeficiente de CONCO tiene un valor alto -en torno a 0,7-.

<sup>229</sup> Los valores de las medias y desviaciones típicas de TPROD y CONCO son:

		1982	1983	1984	1985
TPROD	media	1,05	1,05	1,00	1,07
	desv.típ.	0,14	0,12	0,13	0,13
CONCO	media	3,39	3,33	3,67	3,85
	desv.típ.	3,47	3,44	3,87	4,18

Fuente: Elaboración Propia

Es decir -hasta el ingreso de España en la CE-, en los años de incrementos de la productividad la variable que la mide pierde importancia en la explicación de la distribución funcional del producto, en cambio la gana la razón entre costes de materias primas-energía y de personal.

c) En F3 prosigue el papel decisivo INVEX pero se registra una pérdida de valor del coeficiente de TINV respecto al 84, sin llegar a los niveles del 82 y 83. En 1985 se produce un aumento considerable en la tasa de inversión, que alcanza un promedio de incremento del 33%<sup>230</sup> debido al excelente comportamiento de algunos sectores: Minerales metálicos, Siderurgia, Química inorgánica, Abonos, Pinturas, Máquinas de oficina, Material ferroviario, Productos alimenticios diversos, Cuero, Pasta papelera y Transformados de caucho. A nivel agregado sucede algo similar, un aumento de la FBCF del 6,1% rompe la tendencia de años anteriores<sup>231</sup>.

La recuperación de la inversión se debe -en gran medida- al cambio que sufren las expectativas de los agentes económicos -que se refleja también en la inflexión del consumo privado-, ante la firma del Tratado de Adhesión a la CE, la buena marcha de la economía mundial, la caída de los tipos de interés y

---

<sup>230</sup> En los 81 sectores industriales considerados y en pesetas constantes de 1990.

<sup>231</sup> Desde 1975 -salvo los moderados aumentos del 80 y 82- se recogían tasas negativas en la FBCF.

la recuperación del empleo a partir del tercer trimestre del año -según los datos de ocupación de la Encuesta de Población Activa-.

Por lo tanto cuando hay un fuerte aumento en la FBCF pierde peso la variable TINV -lo contrario que en 1984-, apuntando hacia un movimiento en sentido contrario, entre la significación de la variable dentro del modelo y el comportamiento de la misma en el año.

d) La correlación entre F1 y F2 vuelve a aumentar, como en 1983. Los dos años con una evolución más favorable de la demanda agregada -83 y 85- registran un aumento en la asociación lineal entre los grupos de variables distributivas y de forma o estructura sectorial.

e) La correlación entre F1 y F3 crece de manera significativa -desde 0,19 en 1984 hasta 0,82 en 1985- rompiéndose la tendencia observada en años anteriores.

f) La correlación entre F2 y F3 es bastante estable a lo largo del tiempo<sup>232</sup>, sin embargo se reduce levemente el año en que la diferencia segunda del PIB es positiva -83 y 85-.

g) La correlación entre los términos de error de MARGEN y CONCO vuelve a aumentar -como en el 83-.

h) La correlación entre los errores de COSER y PUBPV se reduce, confirmándose de nuevo -aunque sea a través

---

<sup>232</sup> Tiene un mínimo -en términos absolutos- de -0,24 en el 83, un máximo en el 84 de -0,30, y un valor idéntico de -0,274 en 1982 y 1985.

de la parte no medida- la perdida de importancia de la publicidad cuando se incrementan los niveles de actividad económica.

**4ª.- Desaparece la asociación entre las partes no medidas de CONCO y DISTRI, porque al ser la varianza del término de error de DISTRI igual a cero es imposible su cálculo.**

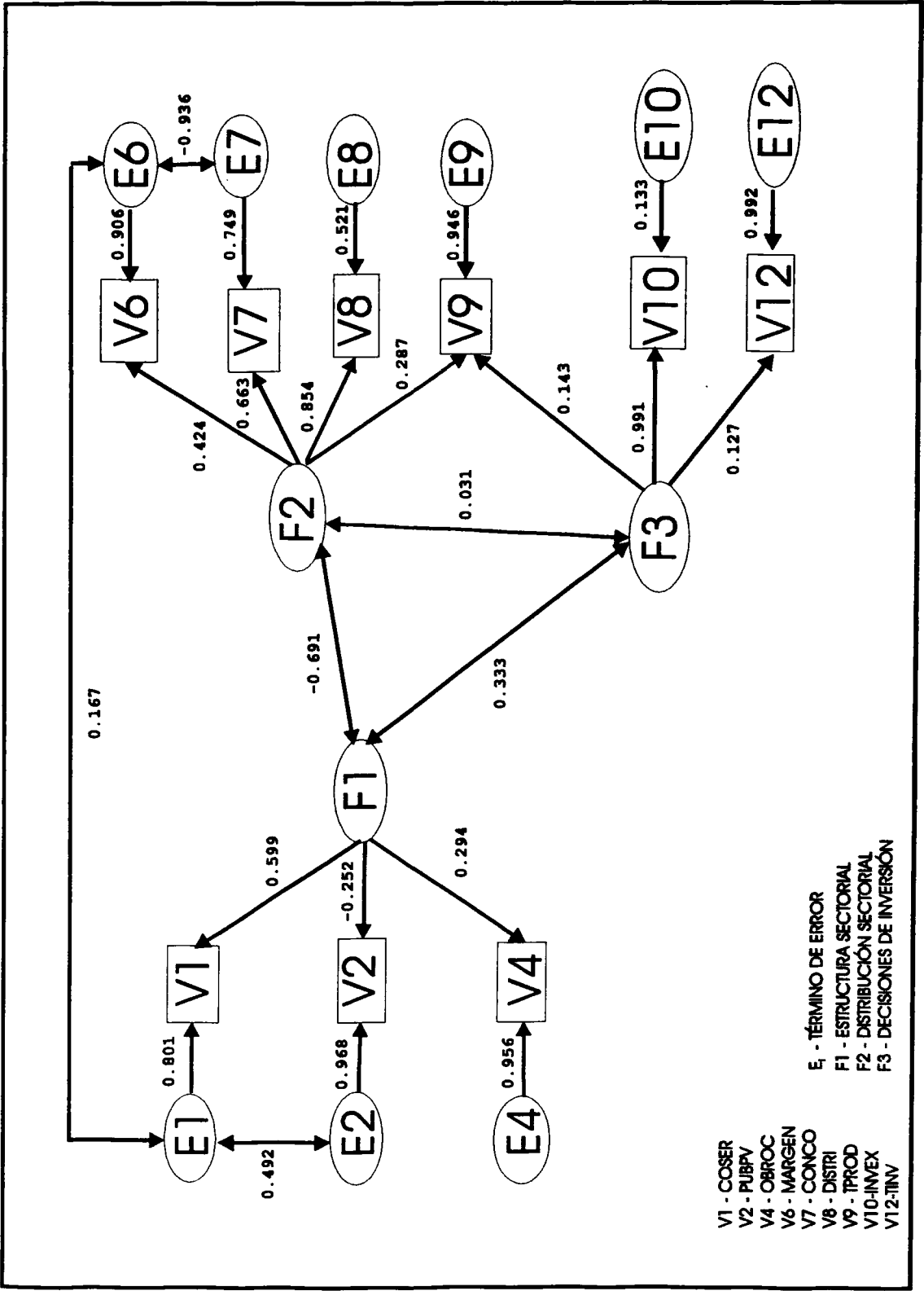
**5ª.- La variable TPROD queda explicada por F3, además de F2. Como puede comprobarse, el signo negativo del coeficiente es coherente con la covariación entre TPROD y las variables de inversión a través de F2 y F3. Por lo tanto los sectores con aumentos de productividad más grandes con mayor frecuencia realizan un menor esfuerzo inversor, tanto directa como indirectamente**

#### **AÑO 86**

El Cuadro A5.1.2.d. del apéndice V recoge la síntesis de la salida de EQS para el modelo final de 1986 -año de la incorporación de España a la CE-. Las pruebas de significación conjunta no son tan satisfactorias como las obtenidas el año de referencia. De todos modos al verificarse que  $CFI > 0,9$  el modelo obtenido se considera aceptable.

Los resultados del año 1986 aparecen en el Diagrama 4.2.2.d. de la página siguiente. Después de su examen se observa lo siguiente:





P-VALUE = 0.037  
CFI = 0.905

Nota: Solución final estandarizada

1°.- Las variables observables y los factores son los mismos que en años anteriores.

2°.- Se produce un cambio en el signo de un parámetro. La correlación entre F3 y F2 se hace positiva -en años anteriores era negativa-. Esto quiere decir que predominan, aunque de forma muy leve -dado que el valor absoluto del parámetro es extremadamente bajo-, en las decisiones de inversión los sectores con mayores márgenes, distribución más favorable a los beneficios, costes de materias primas y energía elevados e incrementos de productividad más altos. El resto de los signos permanece inalterado y, por tanto, su interpretación.

3°.- Se detectan cambios significativos en la magnitud de algunos parámetros:

a) En F1 vuelve a reducirse el coeficiente asociado a los servicios -como había sucedido hasta el 85-, cayendo el 23,5% respecto al año anterior. Pasa todo lo contrario con el de publicidad, que gana peso<sup>233</sup> - $\Delta$ 180% en valor absoluto-, y porcentaje de obreros, que crece un 21,5%.

b) En F2 aumenta MARGEN -105,8%- hasta alcanzar su valor máximo, a costa de DISTRI y CONCO que ven mermadas las cargas factoriales sin llegar a perder su primacía. TPROD también lo hace de manera leve, permaneciendo en el entorno de 0,3 propio de los años

---

<sup>233</sup> El consumo privado crece al 3,3% -dos décimas por debajo del aumento del año anterior- y el público 5,4% -una décima menos que el 85-.

que registran incrementos de productividad -6% de media en el 86-.

c) En F3 **prosigue** el papel decisivo de INVEX y la **perdida de importancia del coeficiente de TINV**, iniciada en el 84. En 1986 **continua creciendo la inversión** industrial, haciéndolo a una tasa media del 7% -en pesetas de 1990-. A este aumento contribuyen de forma decisiva los sectores de: Maquinaria agrícola, Aeronaves, Tabaco, Calzado, Confección a medida, Peletería e Industria de la madera. Dentro de la demanda agregada la FBCF tiene un comportamiento similar -crece un 9,9%, superior en 3,8 puntos a la de 1985-, continuando la senda de recuperación iniciada el año anterior.

d) **La correlación entre F1 y F2 aumenta, como en 1985.** Es decir, la relación entre los dos factores se fortalece según **la demanda agregada crece.**

e) **La correlación entre F1 y F3 vuelve a reducirse hasta** alcanzar un valor similar al año 83.

f) **La correlación entre F2 y F3 casi desaparece.** Por lo tanto, en 1986 no hay prácticamente asociación entre las decisiones de inversión y la distribución del producto en los sectores industriales. Esto puede deberse a que -ante la incorporación de España a la CE- las empresas tienen que realizar importantes inversiones para adaptarse a las nuevas condiciones de los mercados, independientemente de cómo se distribuya el valor añadido entre los factores y de la magnitud

de sus márgenes. El proceso se ve facilitado por el aumento espectacular de la inversión extranjera<sup>234</sup> y la caída de los tipos de interés.

g) La correlación entre los términos de error de **MARGEN** y **CONCO** continua aumentando -como en 1983 y 1985-.

4°.- La variable **TPROD** también está explicada por **F3** -como en el año 85-. Esto indica que hay una asociación positiva -signo de la carga > 0- entre los sectores industriales que tienen mayores aumentos de productividad y los que invierten más -por ejemplo, Minerales metálicos-.

#### AÑO 87

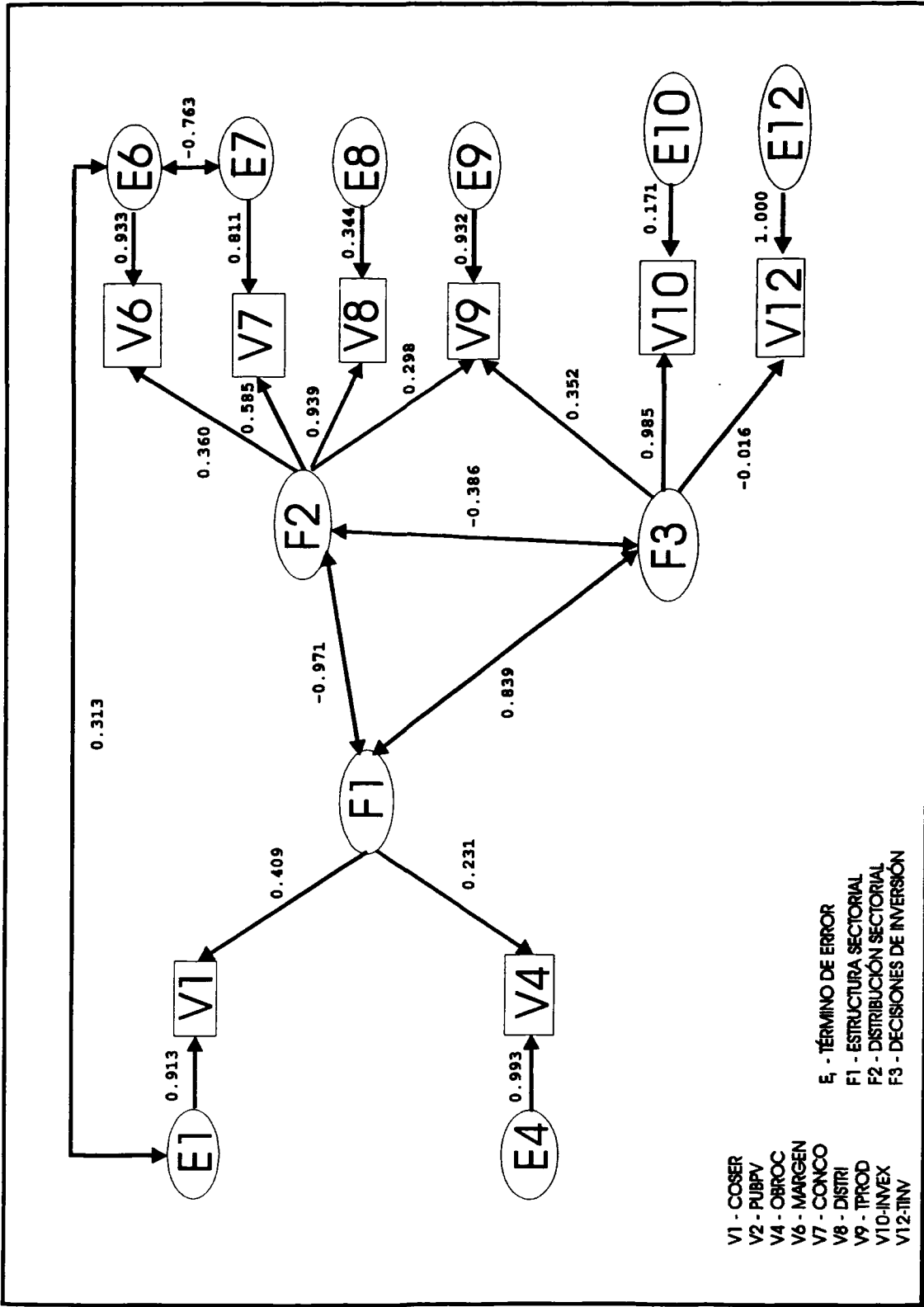
El Cuadro A5.1.2.e. del apéndice V, muestra el resumen de la salida de EQS para el modelo de 1987 -año en que se produce el mayor crecimiento económico del período<sup>235</sup>-. En él se observa que las pruebas de significación conjunta son similares a las vistas con anterioridad y, por tanto, no son tan satisfactorias como las de 1984. De todos modos como se verifica que **CFI>0,9** el modelo se acepta.

---

<sup>234</sup> Según el registro de caja del Banco de España, la Inversión Neta Privada Extranjera creció en términos nominales el 73,6%.

<sup>235</sup> Según el INE un 5,6% en pesetas del 86. Habría que remontarse a 1974 para encontrar una tasa similar.

DIAGRAMA 4.2.2.e.  
MODELO DE MEDIDA  
AÑO 1987



Nota: Solución final estandarizada

PVALUE = 0.018  
CFI = 0.907

Las estimaciones estandarizadas de los parámetros aparecen en el Diagrama 4.2.2.e. de la página anterior. Después de su examen se aprecia unas peculiaridades que se pueden sintetizar en:

**1ª.- Desaparece la variable PUBPV, confirmando un comportamiento observado en modelos anteriores -83 y 85-: cuando se produce un relanzamiento de la demanda interna el nivel de gastos publicitarios no es un indicador significativo en los procesos de distribución funcional del producto e inversión.**

**2ª.- Hay un cambio en el signo del coeficiente de TINV, precisamente un año en que la tasa de inversión media en las ramas industriales alcanza el 19% y la FBCF agregada registra un incremento del 14%. Esto ya había sucedido en 1983, y se interpreta como que, con mayor frecuencia, los sectores que dedican una proporción más elevada del excedente a invertir, tienen tasas de inversión menos altas. Piénsese que en 1985 -firma del Tratado de Adhesión a la CE- y 1986 -ingreso en la CE- las empresas industriales realizan ambiciosos proyectos de adaptación productiva, como queda recogido en los indicadores de inversión del bienio. Por lo tanto es compatible seguir dedicando una parte similar del excedente a generar capacidad productiva con menores incrementos en los ya altos niveles de inversión. Un ejemplo de ello es el sector de maquinaria y material eléctrico que en 1985, 1986 y 1987 dedica el 22% del excedente bruto a la formación de capital; en cambio las tasas de inversión son, respectivamente, 6%, 10% y -1%.**

**3ª.- Hay variaciones relevantes en la magnitud de algunos parámetros:**

**a) En F1 se reduce -una vez más- el coeficiente de los servicios**, alcanzando su valor mínimo desde 1982. Esta progresiva reducción significa que en los resultados -excedentes brutos- y decisiones de invertir de las empresas industriales, cada vez desempeña un papel menos decisivo la proporción de gasto en servicios por cada peseta producida. Desde que se produce el ingreso en la CE, las empresas del sector terciario tienen que adaptarse a un entorno más competitivo y, por tanto, no tienen tanta facilidad para imponer precios al secundario.

La variable que recoge la estructura sectorial del empleo se mantiene en valores similares a años anteriores.

**b) En F2 aumenta DISTRI a costa de MARGEN y CONCO.** La carga factorial de TPROD vuelve a aumentar, aunque de manera leve.

**c) En F3 prosigue el papel decisivo de INVEX y la pérdida de importancia del coeficiente de TINV.** La carga factorial de TINV -al ser la de INVEX casi igual a uno- coincide con el coeficiente de correlación entre las variables de inversión<sup>236</sup>consideradas. En cualquier caso, tiene un valor próximo a cero que

---

<sup>236</sup> Como se puede comprobar en el Apéndice, el coeficiente de correlación entre las dos variables es -0,01578.

indica su poco peso en el modelo. Comparándose aquél con los de otros modelos, se comprueba que tan solo tiene poder explicativo en el de 1984 -peor año en cuanto a la FBCF-; en cambio en los correspondientes a períodos de mayor actividad económica, generalmente sucede lo contrario.

**d) La correlación entre F1 y F2 sigue aumentando, como en 1985 y 1986. Es decir, se confirma que la relación entre los dos factores es alta cuando lo es el nivel de actividad económica.**

**e) La correlación entre F1 y F3 se incrementa notablemente, al igual que en 1985.**

**f) La correlación entre F2 y F3 se eleva hasta alcanzar valores semejantes a años precedentes a 1986.**

**g) La correlación entre los términos de error de MARGEN y CONCO se reduce. En cambio aumenta la de los errores de COSER y MARGEN.**

**4ª.- La variable TPROD queda explicada por F3 -como en 1985 y 1986-, señalando la existencia de cierta asociación positiva entre incrementos más altos de productividad y mayores esfuerzos inversores -es el caso de las ramas de Forja y otros tratamientos de metales, Minerales metálicos, Siderurgia, Construcción naval, Material ferroviario...-.**

#### **AÑO 88**

Prosigue la recuperación iniciada en 1985,

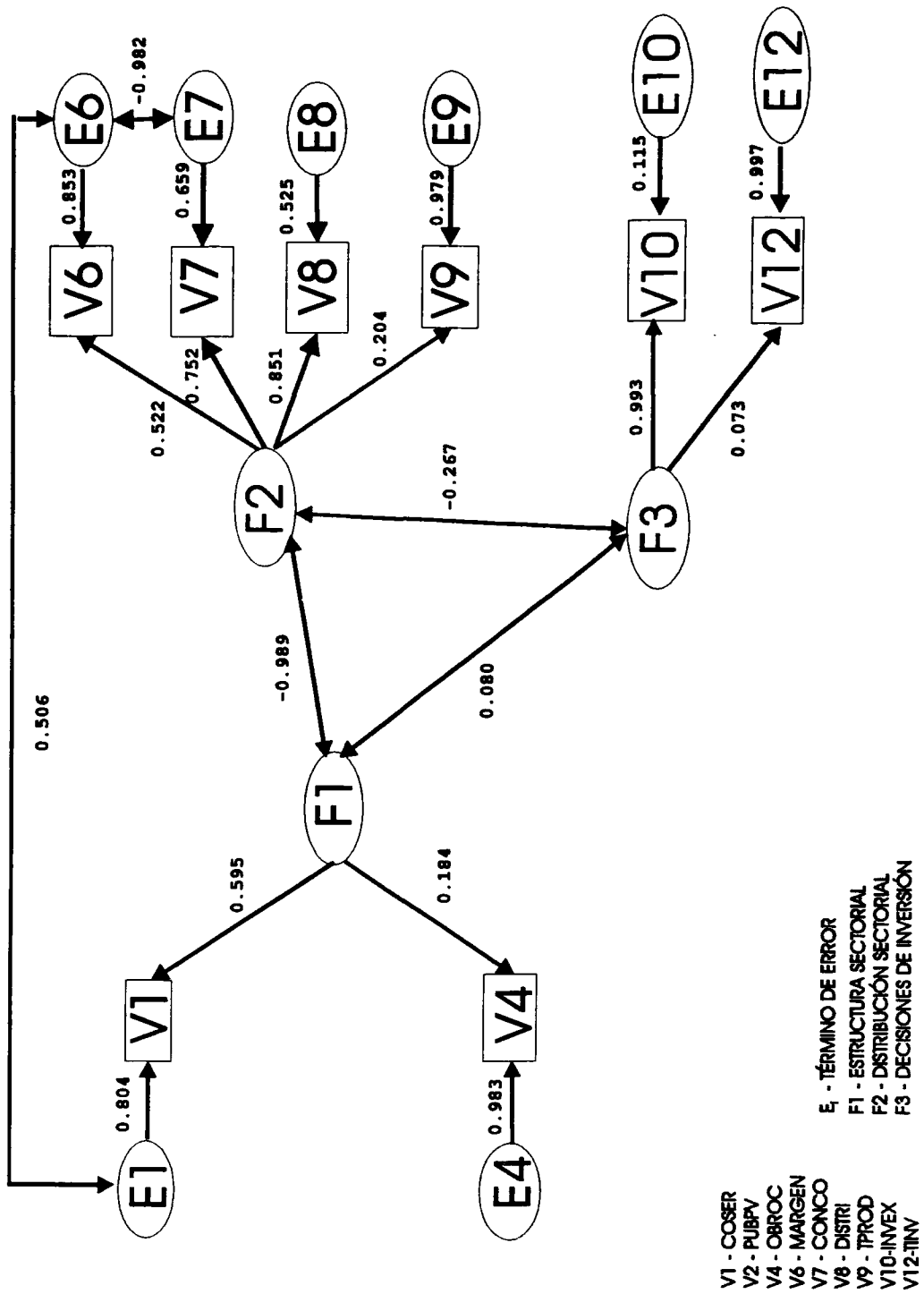


registrándose el segundo mayor crecimiento de la década -5,2%- . Éste se basa -por el lado de la demanda- en el buen comportamiento de la FBCF -Δ14%- y del consumo privado -Δ4,8%- y público -Δ4%- , y -por el de la oferta- en la expansión de la producción energética -Δ5%- , la construcción -Δ10,5%- y los servicios no destinados a la venta -Δ5,8%- . Sin embargo, el elevado nivel de actividad se ve acompañado -como sucede tradicionalmente en la economía nacional- de un recrudecimiento del desequilibrio exterior -exportaciones Δ5,1% e importaciones Δ14,4%- y de tensiones inflacionistas -IPRIS Δ3% e IPC Δ4,8%- . Al igual que en el conjunto de la economía las ramas industriales muestran gran dinamismo, siendo su aspecto más relevante el aumento notable de la inversión, que pone de relieve el optimismo empresarial y la continuidad del proceso de renovación técnica.

Examinando los resultados del modelo final para 1988, se observa que las pruebas de significación conjunta son mejores que en ocasiones anteriores:  $CFI=0,92$  y  $p^*=0,058$ , que indican que el ajuste obtenido es bastante aceptable. En cuanto a la solución estandarizada -Diagrama 4.2.2.f. de la página siguiente- tiene algunas especificidades propias del distinto comportamiento de las 81 ramas industriales a lo largo del tiempo. Estas son las siguientes:

**.- Sigue sin aparecer en el modelo la variable PUBPV.**

**2ª.- El signo del coeficiente de la tasa de inversión vuelve a ser positivo.**



Nota: Solución final estandarizada

PVALUE = 0.058  
CFI = 0.921

3ª.- Los cambios más significativos en los valores de los parámetros son:

- a) En F1 aumenta ligeramente el coeficiente asociado a los servicios, en cambio el de la **estructura del empleo** llega al **mínimo de la década** con un registro de 0,184.
- b) En F2 se incrementan **MARGEN** y **CONCO** a costa de **TPROD** y **DISTRI**, pero los cuatro coeficientes se mantienen en valores similares a años precedentes.
- c) En F3 continua el predominio de **INVEX** y la poca significación de **TINV**.
- d) La correlación entre F1 y F2 continua aumentando, como en el 85, 86 y 87.
- e) La **asociación entre F1 y F3 se reduce drásticamente**, indicando la poca relación existente entre la estructura sectorial y las decisiones de inversión.
- f) La correlación entre F2 y F3 toma un valor ligeramente inferior a 1987.
- g) El coeficiente de correlación entre los términos de error de **MARGEN** y **CONCO** aumenta, así como el de **COSER** y **MARGEN**.

4ª.- La variable **TPROD** deja de estar explicada por F3.

Se observa que este modelo tiene pocas diferencias con el de 1987. En cierto modo, puede considerarse que los dos forman

parte de una misma "familia" de modelos de medida, que recoge el comportamiento de las variables industriales estudiadas en un ambiente de fuerte crecimiento.

### AÑO 89

Prosigue la fuerte expansión económica de los dos años anteriores, aunque a menor ritmo  $-4,8\%$ . Continúa el crecimiento -por el lado de la demanda- de la FBCF  $-\Delta 13,8\%$ , consumo privado  $-\Delta 5,6\%$  y público  $-\Delta 8,3\%$ , y -por el de la oferta- de la construcción  $-\Delta 13,8\%$  y los servicios no destinados a la venta  $-\Delta 6,8\%$  que compensan los menores incrementos de la producción industrial  $-\Delta 3,8\%$  y los negativos de la agraria  $-\Delta 6,7\%$ ; permitiendo, una vez más, la generación de empleo -la población ocupada aumenta un  $4,1\%$ .

Sin embargo, tras tres años de elevados niveles de actividad la economía muestra señales inequívocas de calentamiento. El déficit de la balanza de bienes y servicios se incrementa de manera alarmante -exportaciones  $\Delta 3,0\%$  e importaciones  $\Delta 17,2\%$  y se recrudecen las tensiones inflacionistas -el IPC pasa de un  $\Delta 4,8\%$  en 1987 a un  $\Delta 6,8\%$  en 1988, y la inflación subyacente del  $3,8\%$  al  $6,7\%$  de aumento-. Esto obliga al Gobierno, durante la segunda mitad del año, a aplicar medidas correctoras -control del crecimiento de la liquidez mediante la elevación de los tipos de interés y del coeficiente de caja- para frenar la expansión de la demanda.

El Cuadro A5.1.2.g. -apéndice V- muestra el resumen de la salida de EQS del modelo de 1989. En él se observa que las pruebas de significación conjunta son bastante buenas, pero algo peores que en 1984. Un  $CFI=0,917$  y  $p^*=0,091$  indican que el modelo alcanzado es óptimo.

La solución estandarizada -Diagrama 4.2.2.g. de la página siguiente- tiene unas características distintivas que se pueden resumir en:

**1ª.- Vuelve a aparecer la variable PUBPV.**

**2ª.- Desaparece como indicador de F2 CONCO.** Piénsese que en años anteriores -86, 87 y 88- el valor medio de dicha variable está por encima de 3,5 y en 1989 se reduce a 3,43, debido al aumento real de los salarios en la industria -la ganancia media mensual se incrementa el 4,7%<sup>237</sup>- a la vez que no aumenta, de manera significativa, la factura total de materias primas y energía<sup>238</sup>.

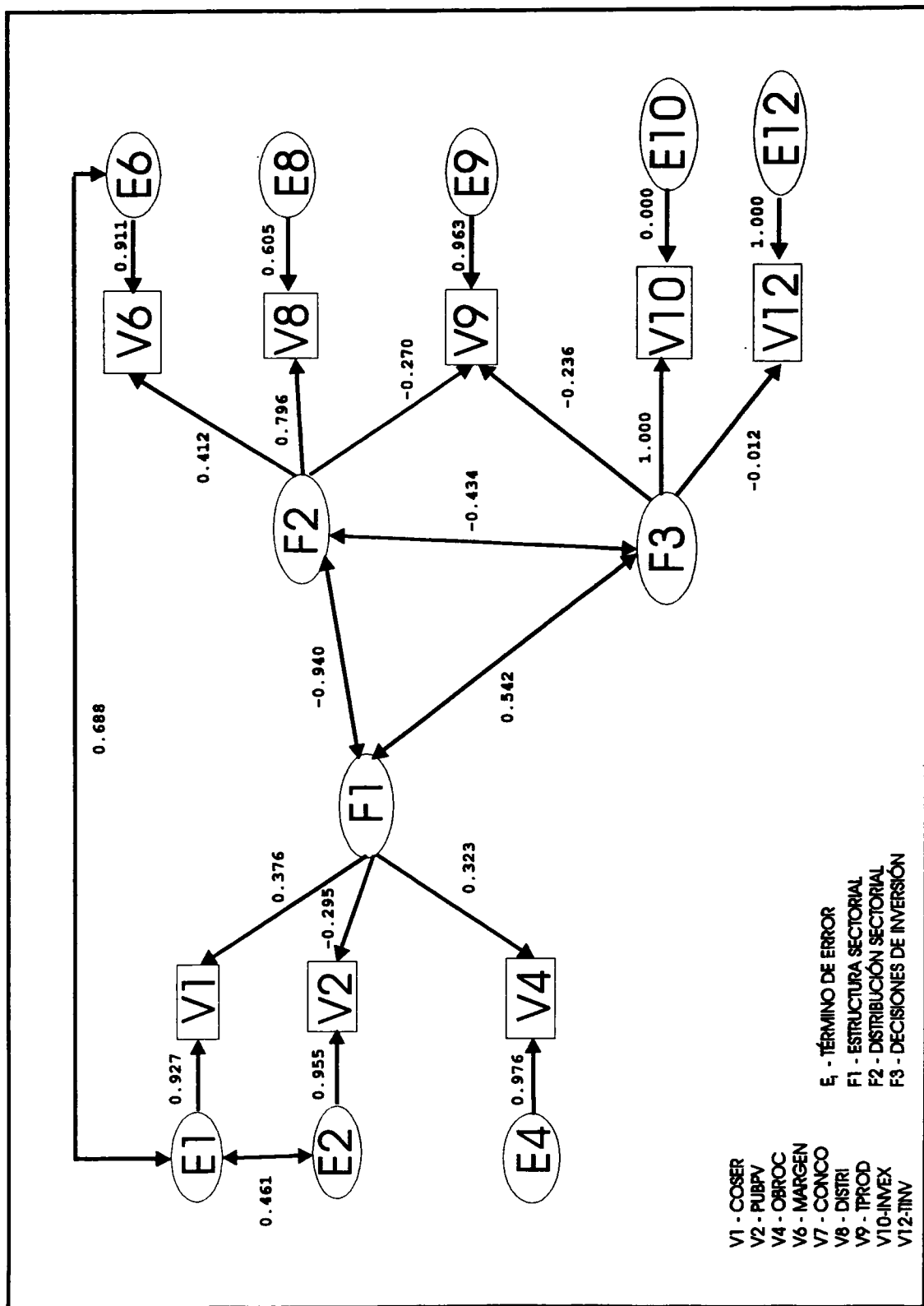
**3ª El signo del coeficiente de la tasa de inversión es negativo - como en 1987-. También lo es el de la tasa de variación de la productividad con F2, señalando que, por primera vez, los sectores que tienen menores -incluso negativos- incrementos de productividad, con mayor frecuencia disponen de una distribución**

---

<sup>237</sup> Encuesta de salarios del INE.

<sup>238</sup> En pesetas de 1990 y para el total de los 81 sectores industriales considerados, la factura de energía aumenta 5,09%, la de materias primas 4,05% y los costes de personal 7,82%, según datos de la base utilizada.

DIAGRAMA 4.2.2.g.  
MODELO DE MEDIDA  
AÑO 1989



Nota: Solución final estandarizada

PVALUE = 0.091  
CFI = 0.917

más favorable a los beneficios y márgenes amplios. Este es el caso, sobre todo<sup>239</sup>, de sectores industriales directamente asociados a la agricultura -números 48 a 64 de la Encuesta Industrial- que registran una media de incremento de la productividad del 1% -en el conjunto de las ramas industriales 4%- , con márgenes iguales a los demás sectores -1,39- y distribución mucho más favorable a los beneficios -1,56 en los 17 sectores de transformación de productos agrarios, mientras que en el conjunto industrial es 1,12-. A este respecto recuérdese que en 1989 la producción agraria y pesquera cae<sup>240</sup>, influyendo notablemente en el escaso incremento del VAB de los sectores mencionados; además, hay un aumento de los niveles de empleo de tan solo 1,2% -en el conjunto de la industria 3,3%- y una expansión de los precios de productos alimenticios elaborados - 6,7%-. Estos tres elementos explican en gran medida el comportamiento diferenciado de TPROD, MARGEN y DISTRI en estos sectores.

**4'. - Los cambios más relevantes en los valores de los parámetros son:**

a) En F1 se reduce el coeficiente de COSER debido al aumento de OBROC -vuelve a tener un valor semejante al de 1984- y a la introducción de PUBPV -que muestra un registro similar al de 1986-. **Si se examinan**

---

<sup>239</sup> También el de otros como: Cementos, cales y yesos, Petroquímica y química orgánica...

<sup>240</sup> Debido tanto a las cosechas irregulares, como a la reducción de las capturas de la flota de altura.

**detenidamente las matrices de correlaciones de 1988 y 1989, se observa que OBROC y PUBPV aumentan sensiblemente su asociación con INVEX (pasando de 0,14 a 0,26 y de -0,07 a -0,25, respectivamente). Esto quiere decir que los sectores industriales que hacen un mayor esfuerzo inversor suelen tener mayor proporción de obreros en sus establecimientos, así como dedicar una parte menor de la producción destinada a la venta a financiar los gastos publicitarios; y que la existencia de esta relación explica, al menos en parte, la reintroducción de PUBPV en el modelo y el aumento de valor del coeficiente de OBROC. Estas características se cumplen en bastantes sectores de las ramas de actividad<sup>241</sup> de Minerales y química y de Metálicos y maquinaria; como por ejemplo Materiales de construcción de tierra cocida, Vidrio y sus manufacturas, Forja y otros tratamientos de metales...**

**b) En F2 disminuyen ligeramente los coeficientes de MARGEN y DISTRI debido a la menor asociación existente entre las dos variables -la correlación pasa de 0,42 en 1988 a 0,35 en 1989-. Justo el año en que se registra un retroceso, después de tres de continuas ganancias, en la participación del excedente bruto en el VAB -DISTRI pasa de 1,17 en 1988, a 1,12-**

---

<sup>241</sup> Según la clasificación de actividades -no adaptada a la norma internacional definida por la NACE-CLIO- que aparece en la "Contabilidad Nacional de España. Serie enlazada 1964-1991. Base 1986" del INE.



c) En F3 INVEX aparece de nuevo medida sin error -como en 1982, 1984 y 1985- y, por tanto, el coeficiente de TINV coincide con el de correlación entre los dos indicadores de inversión.

d) Se mantiene en un alto registro la asociación entre F1 y F2.

e) La correlación entre F1 y F3 aumenta por la intensificación de la interrelación de las variables PUBPV y OBROC con INVEX -ya explicada en a)-

f) La correlación entre F2 y F3 alcanza su valor máximo debido a que la asociación entre DISTRI e INVEX es la más alta del período de estudio [-0,38].

g) Sigue su senda de aumento el grado de asociación entre los términos de error de COSER y MARGEN.

5ª.- La variable TPROD vuelve a estar explicada por F3 con signo negativo, por el comportamiento -ya mencionado- de los sectores industriales que dependen más directamente de la producción agraria, que dedican una menor proporción del excedente a la formación bruta de capital fijo -21% frente a 26% en el conjunto de la industria-.

#### **4.2.2.3. Crisis mundial y contención de la demanda interna: 1990-1992.**

##### **AÑO 90**

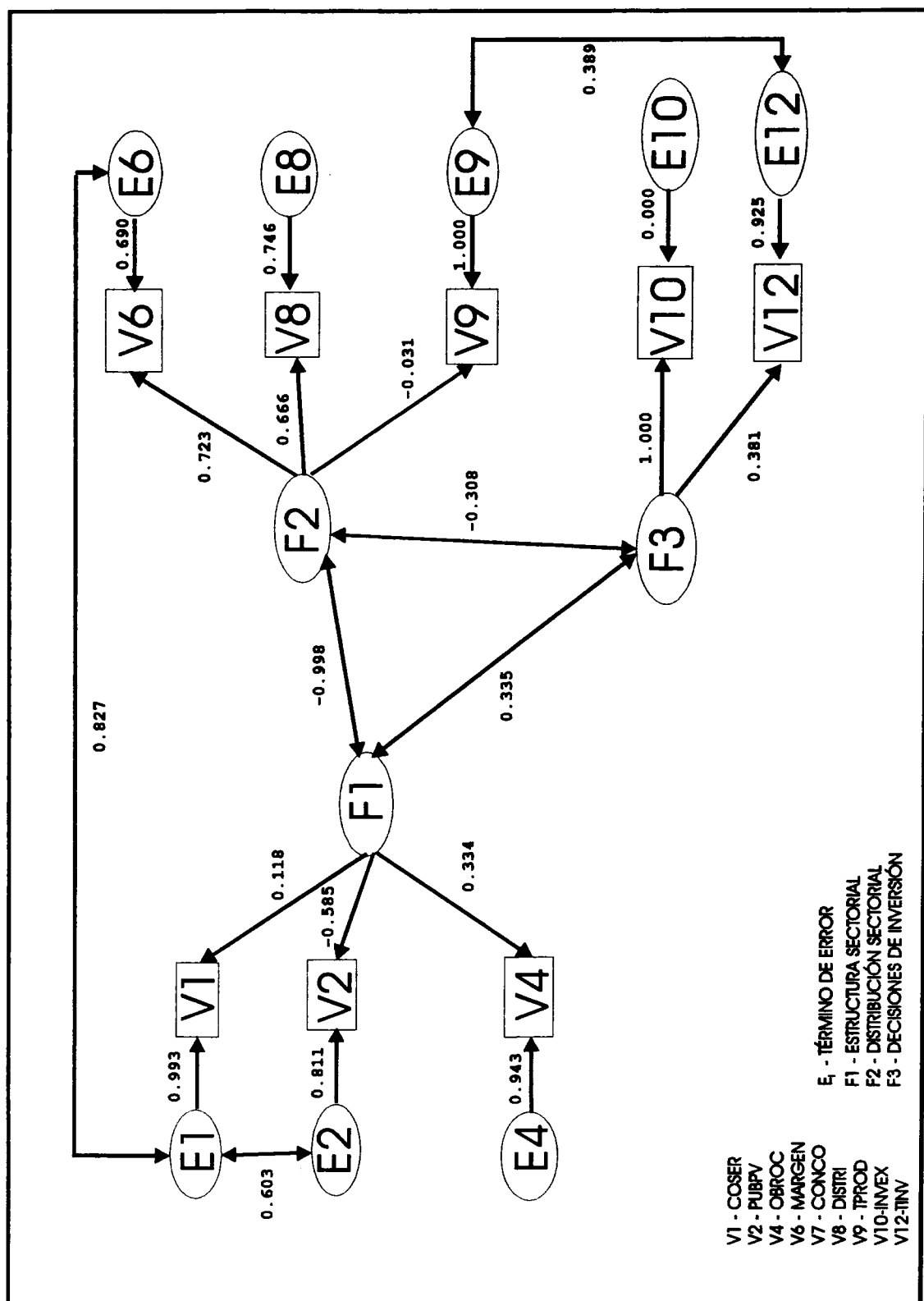
El Cuadro A5.1.2.h. del apéndice V, muestra el resumen de los principales resultados para el modelo de 1990 -año en que comienza la contención de la demanda-. En él se observa que las pruebas de significación conjunta son aceptables, dado que  $CPI=0,92$  y  $p^*=0,05$ , indicando que el modelo alcanzado es el apropiado.

La solución estandarizada -Diagrama 4.2.2.h. de la página siguiente- tiene bastantes semejanzas con la vista el año anterior; sin embargo, las condiciones en que se desenvuelve la economía se han modificado sustancialmente. Tanto algunos componentes de la demanda -consumo privado, consumo público y FBCF- como de la oferta -industria, construcción y servicios- registran una quiebra en sus tasas de variación real<sup>242</sup>; permitiendo la contención de la espiral de precios -la inflación subyacente pasa, del 7,1% en 1989, a 6,5% en 1990- y los desequilibrios del comercio exterior.

Los cambios señalados inciden, de manera significativa, en la industria. Este sector "ha sido el más negativamente afectado por la desaceleración de la economía, dado su mayor

---

<sup>242</sup> A este respecto, puede compararse el Cuadro 4.1.3 de la pág. 205 con el 4.1.4. de la página 207.



Nota: Solución final estandarizada

PVALUE = 0.050  
CFI = 0.919

sensibilidad a las oscilaciones cíclicas"<sup>243</sup>. La producción industrial y energética crece 2,3 puntos menos que el PIB -que lo hace al 3,7%- . A pesar de este menor aumento, sigue generándose empleo a buen ritmo -2,8%- , aunque con menor intensidad que en la construcción -7,6%- y los servicios -4,0%- . La conjunción de los dos efectos -crecimiento relativo de la producción por debajo del número de ocupados- induce una reducción en la productividad<sup>244</sup>global del sector.

En cuanto a los 81 sectores industriales<sup>245</sup> estudiados, destaca el **fuerte retroceso en la participación de los beneficios en el valor añadido** -confirmando la tendencia observada el año anterior-, como señala la evolución de la media de la variable DISTRI que pasa de 1,12 a 1,04. **Otro tanto sucede con el cociente entre las materias primas-energía y los costes de personal**, cuya media cae, de 3,43 en 1989, a 3,21 en 1990. La reducción simultánea de las dos variables es compatible con las ideas propugnadas por Kalecki, que indican que  $VCONCÓ \rightarrow VDISTRI$ .

Estos cambios se ven facilitados por el fuerte aumento de los salarios en los sectores industriales. Así, la ganancia media mensual por trabajador y mes pasa, de un crecimiento de 4,7% en 1989, a uno de 8,5% en 1990<sup>246</sup>; obligando a los

---

<sup>243</sup> Informe Anual Sobre la Industria Española en 1990 del MINER, página 39.

<sup>244</sup> Medido como PIB industrial y energético dividido entre el número de ocupados.

<sup>245</sup> Recuérdesse que no se han considerados los energéticos.

<sup>246</sup> Según datos de la "Encuesta de Salarios" del INE.

empresarios a elevar los márgenes para tratar de mantener los beneficios brutos -MARGEN pasa de 1,39 a 1,41-. Además, y debido a que la media de TPROD es 1,05, no se produce una fuerte subida en el nivel sectorial de precios<sup>247</sup>.

Todo lo descrito -especialmente el comportamiento de MARGEN<sup>248</sup>-, hace que el modelo de 1990 tenga unas características distintivas que pueden resumirse en:

**1ª El signo del coeficiente de la tasa de inversión, una vez más, es positivo y tiene un valor absoluto más grande -solo superado en 1984-. Vuelve a suceder que en los años -como 1984- en que se produce una caída brusca en la evolución anterior de la tasa de FBCF<sup>249</sup>, el coeficiente de TINV incrementa su carga factorial.**

**2ª El coeficiente de TPROD continua siendo negativo, y se mantiene en el modelo por la asociación existente -a través de los términos de error- con la tasa de inversión.**

**3ª.- Hay cambios en los valores de los parámetros, siendo los más reseñables:**

**a) En F1 sigue la reducción del coeficiente de COSER**

---

<sup>247</sup> El índice general de precios industriales sin la energía aumenta tan solo 1,73% -fuente INE-.

<sup>248</sup> Aumenta especialmente en los sectores de transporte y algunos de manufacturas -alimentación y textil-.

<sup>249</sup> En esta ocasión pasa, de registrar un aumento medio del 14% en los tres años anteriores, a solo 6,9% en 1990.

debido al aumento de OBROC y, sobre todo, de PUBPV -de nuevo, cuando se produce un peor comportamiento de la demanda interna, eleva su contribución al modelo-. Examinando detenidamente las matrices de correlaciones de 1989 y 1990, se observa que **PUBPV aumenta el grado de asociación con INVEX** -como había ocurrido el año anterior- y, sobre todo, con **MARGEN**.

b) En F2 crece el peso del coeficiente de **MARGEN** hasta convertirse, por primera y única vez, en el más elevado. De hecho, esta variable aumenta su correlación con todas las otras.

c) En F3 INVEX vuelve a aparecer medida sin error.

d) F1 y F2 tienen una correlación cuasi perfecta, con signo negativo.

e) La correlación entre F1 y F3 se reduce por el debilitamiento de la asociación entre COSER y OBROC con INVEX.

f) La correlación entre F2 y F3 disminuye debido a que la correlación entre DISTRI e INVEX lo hace -pasa de -0,38 en 1989 a -0,32 en 1990-.

g) Sigue el aumento del grado de asociación entre los errores de COSER y **MARGEN**.

## AÑO 91

El Cuadro A5.1.2.i. del apéndice V, recoge el resumen de la salida de EQS para 1991 -primer año que alcanza una tasa de crecimiento similar a las de principios de los ochenta-. En

él se observa que las pruebas de significación conjunta son bastante buenas, con  $CFI=0,996$  y  $p^c=0,423$ , indicando que el modelo alcanzado es óptimo.

La solución estandarizada -Diagrama 4.2.2.i. de la página siguiente- muestra su gran semejanza con las dos analizadas con anterioridad -1989 y 1990-. Sin embargo, tiene ciertas peculiaridades, que pueden sintetizarse en:

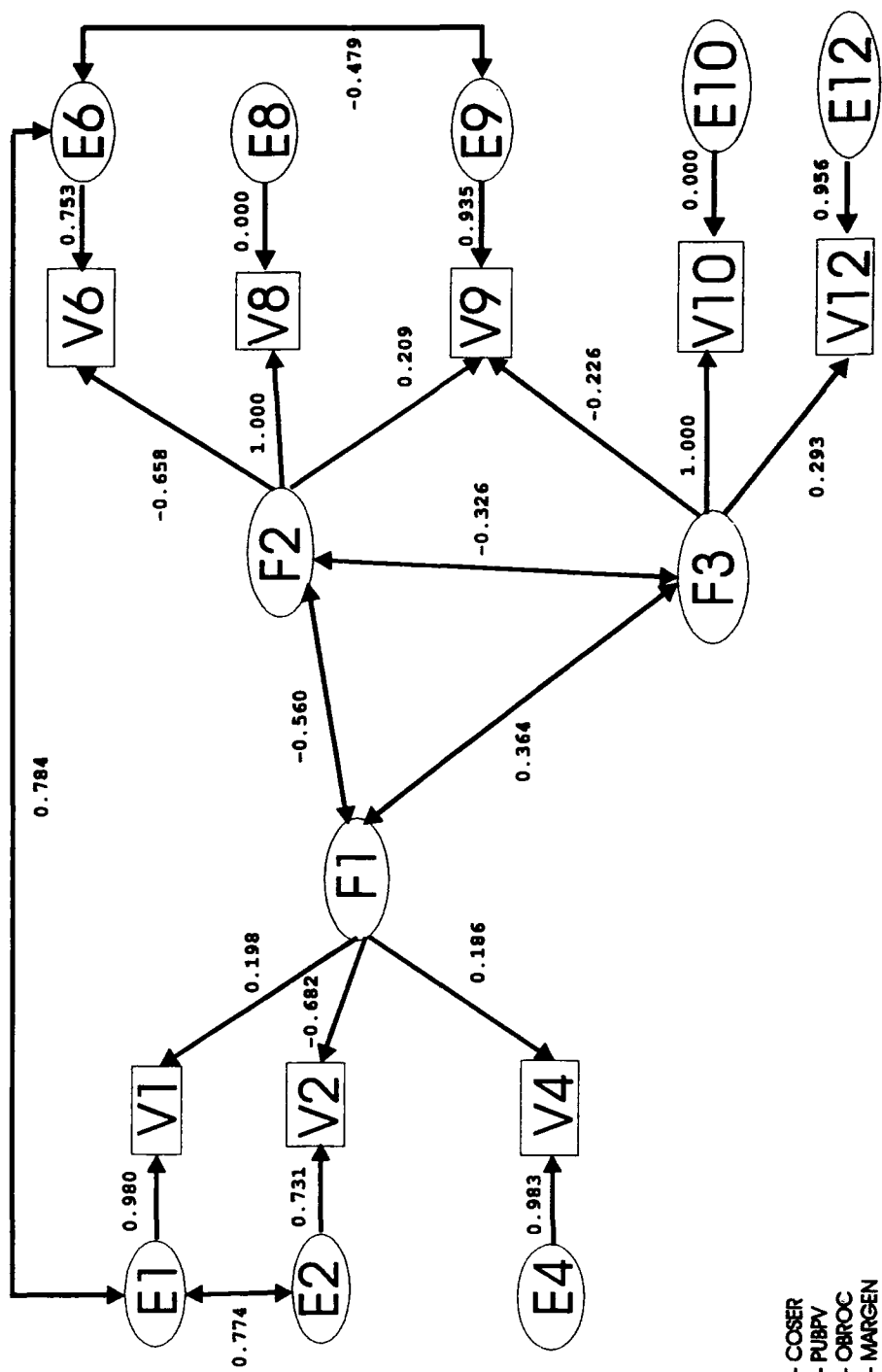
1ª.- El signo del coeficiente de **MARGEN** es negativo. Tras la subida de márgenes realizada el año anterior, las empresas industriales fijan un margen medio de 1,39, similar al de 1988 y 1989, e inferior en dos décimas al de 1990. Esta reducción se solapa con un incremento de  $TPROD^{250}$  -como indicativo, el valor medio de dicha variable pasa a ser 1,06<sup>251</sup>-, induciendo un aumento de la correlación -negativa- entre las dos variables; además, la caída del gasto en los servicios hace que se eleve la correlación -positiva- entre **MARGEN** y **COSER** [0,54]. Si se suman los dos efectos -el de  $TPROD$  sobre **MARGEN**, a través de  $F2$ , y el de **COSER** en **MARGEN**, mediante la correlación entre  $F1$  y  $F2$ - el resultado es un cambio en el signo del coeficiente mencionado.

2ª.-  $TPROD$  -por lo señalado en la explicación del coeficiente de

---

<sup>250</sup> Además se produce una fuerte subida de los costes de personal -**COSPE** aumenta un 5,8% de media-, que se refleja en la reducción del valor medio de **CONCO** en siete décimas -véase el Apéndice II-, que es compatible con **VMARGEN** y  $\Delta TPROD$  dado que los precios industriales crecen muy por debajo de los sueldos y salarios -el **IPRI90** crece un 1,4%-.

<sup>251</sup>  $\Delta 6\%$  de la productividad.



Nota: Solución final estandarizada

PVALUE = 0.423  
CFI = 0.996



**MARGEN- vuelve a tener signo positivo**

**3ª.-** Los términos de error de **MARGEN** y **TPROD** tienen una correlación negativa, en consonancia con la evolución de las dos variables en 1991. Esto quiere decir que, además de la asociación -también negativa- entre las dos variables a través del factor distributivo, hay una interacción estadísticamente significativa, del mismo signo, entre aquellas partes no medidas por ese mismo factor.

**4ª.-** Se detectan **cambios importantes en los valores de los** parámetros:

a) En **F1** aumenta ligeramente el coeficiente de **COSER** debido a la reducción de **OBROC**<sup>252</sup> y, a pesar del aumento de **PUBPV** -continúa la contención del consumo privado que crece el 3% en términos reales, tasa sensiblemente inferior a la registrada en años precedentes-.

b) En **F2**, además de lo ya señalado para **TPROD** y **MARGEN**, crece el coeficiente **DISTRI**, hasta reflejar que la variable está medida sin error -como ocurriera en 1982 y 1985-.

c) En **F3** **INVEX** aparece de nuevo medida sin error -como en 1982, 1984, 1985, 1989 y 1990- y, por tanto, el

---

<sup>252</sup> **OBROC** pierde peso porque los coeficientes de correlación con otras dos variables, **INVEX** y **DISTRI** -cruciales en el modelo-, caen. El primero, de ser 0,21 en 1990 pasa a 0,13 en 1991, y el segundo, de -0,26 a -0,18 (véase Apéndice III).

coeficiente de TINV es el de correlación entre las dos variables.

Estudiando la evolución de las medias de INVEX y TINV -apéndice II- se observa que, mientras INVEX tiene un valor estable de 0,26<sup>253</sup> entre 1987 y 1990 y luego crece levemente en 1991, TINV se reduce continuamente desde 1987 hasta 1991, en que vuelve a aumentar. Este crecimiento de los valores medios en 1991, es un indicador de la asociación positiva de INVEX y TINV ese año; correlación que queda confirmada por el comportamiento de varios sectores: Minerales metálicos; Cementos, cales y yesos; Automóviles; Cuero; Calzado; Confección a medida, entre otros<sup>254</sup>, que aumentan sus registros en las dos variables.

**d) Cae apreciablemente la asociación entre F1 y F2.**

Esta reducción queda explicada, al menos en parte, por la disminución de las correlaciones entre dos variables de F1 -COSER y OBROC- con otras dos de F2 -DISTRI y MARGEN-, y, sobre todo, por el cambio de signo de la carga factorial de MARGEN.

**e) La asociación entre los términos de error de COSER y PUBPV sigue su progresivo incremento.** Si se combina esta tendencia con la alta correlación existente entre los términos de error COSER y MARGEN, se entiende el

---

<sup>253</sup> 26% del excedente bruto de explotación se dedica a la formación bruta de capital fijo.

<sup>254</sup> Respecto a los sectores mencionados, recuérdese que 1991 es el año inmediatamente anterior a los Juegos Olímpicos y la Expo.

porqué el coeficiente de COSER con F1 tiene valores tan bajos desde 1989 -momento en que vuelve el gasto publicitario al modelo-.

En definitiva, la intensificación de la relación entre los gastos en servicios y publicitarios, por un lado, y aquéllos y los márgenes, por otro, no queda suficientemente medida por los factores F1 y F2.

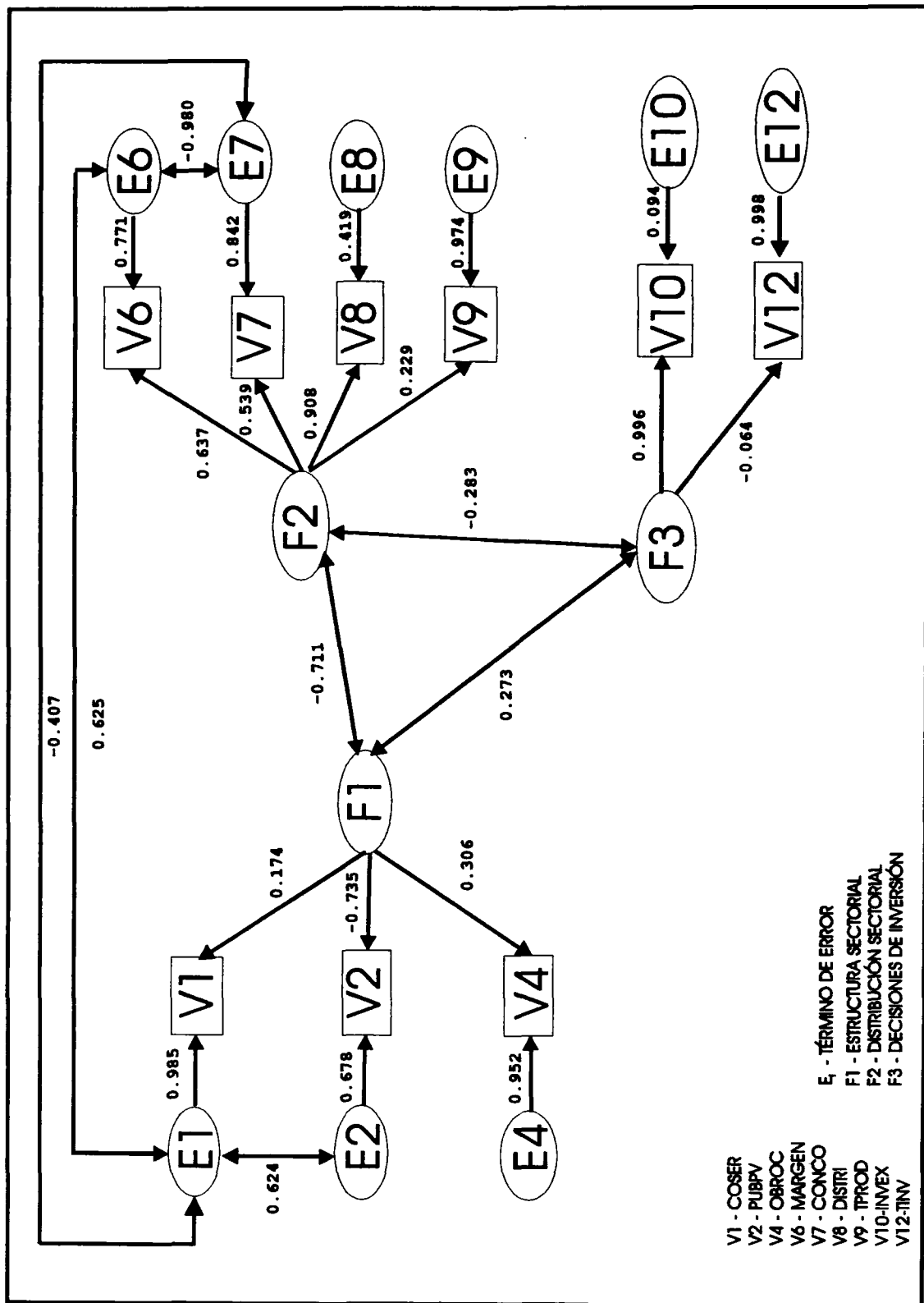
## AÑO 92

El Cuadro A5.1.2.j. del apéndice V, recoge el resumen de los resultados de 1992 -año en que se percibe la crisis económica, alcanzando el mínimo de crecimiento de los once años analizados-. Como se observa las pruebas de significación conjunta son  $CFI=0,93$  y  $p^c=0,02$ , indicando que el modelo obtenido es aceptable.

La solución estandarizada -Diagrama 4.2.2.j. de la página siguiente- muestra gran semejanza con las vistas en 1983 y 1984 -también años de crecimiento económico moderado-. Sin embargo tiene ciertas características, algunas de ellas propias de un momento previo a una recesión<sup>255</sup>, que pueden resumirse en:

---

<sup>255</sup> 1992 fue prolegómeno de la recesión de 1993, contabilizando una tasa negativa en la FBCF [-4,2%], que quedó compensada por el buen comportamiento del sector exterior y las tasas positivas de los consumos privado y público. Por el lado de la oferta se registran caídas en la producción de casi todos los sectores, menos servicios. Todo ello hace que se destruyan doscientos mil empleos netos y que la inflación subyacente se eleve (según, Contabilidad Nacional de España. Base 1986. Serie Contable 1989-1994, INE).



Nota: Solución final estandarizada

1ª.- Tiene las mismas variables observables reseñadas en los modelos de medida del período 1982-1986, gracias a la incorporación de CONCO -que había desaparecido del modelo en 1989- al factor de distribución. Desde 1989 el valor medio de dicha variable sufre continuas reducciones -pasa de un registro de 3,6 ése año, a uno de 2,9 en 1992-, por un crecimiento relativo menor de los consumos intermedios de materias primas y energía en relación a los costes de personal. Pero no es esta la razón de su reintroducción en el modelo -el declive de la media continua en 1992-, fundamentalmente es que la correlación entre los términos de error entre CONCO y COSER [-0,407] es estadísticamente significativa.

2ª.- El coeficiente de ajuste de TINV con F3 vuelve a ser negativo -como en 1983, 1987 y 1989-. Para entender mejor este cambio de signo, se pueden utilizar como indicadores las medias de INVEX y TINV -apéndice II- y su evolución en 1992. Mientras que el promedio de la primera variable aumenta<sup>256</sup>-pasa de 0,29 en 1991 a 0,43 en 1992- el de la segunda disminuye -de 1,13 a 1,00-. En concreto, en 52 de los 81 sectores investigados las tasas son negativas, y solo el excelente comportamiento de la variable en algunos de ellos -Material fotográfico sensible, Material ferroviario, Azúcar y Géneros de punto- hace que la media refleje

---

<sup>256</sup> Por la fuerte contracción de los excedentes brutos de explotación; como pone de manifiesto el que la media de DISTRI caiga de 1,00 en 1991 -los excedentes y los costes de personal se reparten a partes iguales el VAB-, a 0,91 en 1992 -los costes de personal se llevan mayor proporción del VAB-.

un crecimiento cero<sup>257</sup>.

**3°.- La carga factorial de MARGEN es positiva de nuevo, como casi siempre excepto en el año anterior; coincidiendo con los signos de las correlaciones de la variable con DISTRI y TPROD.**

**4°.- Reaparece la alta correlación entre los términos de error de CONCO y MARGEN.**

**5°.- Se producen cambios en los valores de algunos parámetros. Entre éstos destacan los siguientes:**

a) En F1 aumentan levemente los coeficientes de OBROC y de PUBPV al incrementar sus correlaciones con MARGEN y DISTRI. Mientras COSER evoluciona de manera diferente, por lo contrario.

b) En F2, además de lo señalado para CONCO, cuya inclusión influye notablemente en las variaciones que experimentan los valores absolutos de las otras variables, disminuye el coeficiente de DISTRI.

c) Vuelve a aumentar la asociación entre F1 y F2, por el aumento de las correlaciones entre las variables más relevantes de ambos factores.

d) Disminuyen las correlaciones de F2 con F3 y de F1 con F3; debido, en el primer caso, a los decrementos

---

<sup>257</sup> La formación bruta de capital en bienes de equipo de hecho disminuye un 1,3% -Contabilidad Nacional de España- y la de los 81 sectores industriales considerados en su conjunto -en pesetas de 1990- un 5,9%.

en los grados de asociación de PUBPV y OBROC con INVEX, y en el segundo, por la menor correlación entre INVEX y DISTRI.

### **4.3. Modelos de Estructuras de Covarianza.**

#### **4.3.1. Delimitación del análisis y pruebas de significación conjunta.**

Una vez medidas las relaciones existentes entre las variables -observables y no observables- de los modelos, hay que comprobar el orden causal de los factores, tal y como fue definido en el apartado 3.6. -página 176 y siguientes-<sup>258</sup>. Después de examinar los diagramas de los once **modelos de medida**, se observa que pueden constituirse cuatro grupos que permiten **verificar la causalidad para un representante de cada uno de ellos**. Los tipos de modelos de medida detectados son:

1º.- Propio de los períodos en la **fase ascendente del ciclo económico general**, que se caracterizan por tener moderado crecimiento. Es el caso de los años 1982 a 1986, ambos inclusive, en que intervienen las nueve variables observables del modelo final de 1984.

---

<sup>258</sup> Las relaciones propuestas son:

$$\begin{aligned}\xi_2 &= \beta_{21}\xi_1 + \delta_2 \\ \xi_3 &= \beta_{31}\xi_1 + \beta_{32}\xi_2 + \delta_3\end{aligned}\tag{3.6.2.}$$

donde  $\beta_{ij}$  es el coeficiente de ajuste entre el factor dependiente  $i$  y el independiente  $j$ ,  $\xi_i$  es el factor considerado, y  $\delta_i$  es el término de perturbación de la ecuación que tiene como variable dependiente  $\xi_i$ .

2°.- De épocas de **auge** cuando se detectan altas tasas de aumento del PIB. En esta ocasión el máximo cíclico se alcanza en 1987 y 1988; en los dos modelos no se incluye la variable esfuerzo publicitario de los establecimientos industriales -PUBPV-.

3°.- De situaciones, en que el crecimiento no es tan fuerte, en la **fase descendente del ciclo**. Para los años 1989, 1990 y 1991, que no recogen la variable importancia relativa de los costes variables -CONCO-.

4°.- De **crisis**, con bajo -incluso negativo- crecimiento. Es el caso de 1992, que considera las nueve variables básicas, pero con peculiaridades en las relaciones de algunos términos de error.

Por lo tanto, si el orden causal se cumple en los cuatro modelos seleccionados, cada uno de los cuales está adscrito a una etapa diferente del ciclo económico general -1984, 1ª; 1987, 2ª; 1989, 3ª y 1992, 4ª-, se tendrá la seguridad de que el esquema de relaciones propuesto es correcto

Como puede comprobarse -Cuadro 4.3. de la página siguiente-, los resultados obtenidos reflejan unas pruebas<sup>259</sup> de significación conjunta situadas en la región de aceptación de los modelos de estructuras de covarianza considerados, dado que los coeficientes de ajuste comparativo son mayores que 0,9 y los valores críticos de la probabilidad están por encima de 0,01.

---

<sup>259</sup> En el apartado A5.2. del Apéndice V se ofrece un resumen extenso de las mismas.



**CUADRO 4.3.**  
**PRUEBAS DE SIGNIFICACIÓN CONJUNTA**

		1984	1987	1989	1992
Modelos de Estructuras de covarianza	CFI	0,96	0,97	0,95	0,92
	p <sup>c</sup>	0,13	0,29	0,17	0,01
Modelos de Medida	CFI	0,96	0,91	0,92	0,93
	p <sup>c</sup>	0,17	0,02	0,09	0,02

CFI índice de ajuste comparativo.

p<sup>c</sup> valor crítico de la probabilidad.

Fuente: Elaboración propia a partir de las salidas de EQS.

#### 4.3.2. Soluciones de los modelos.

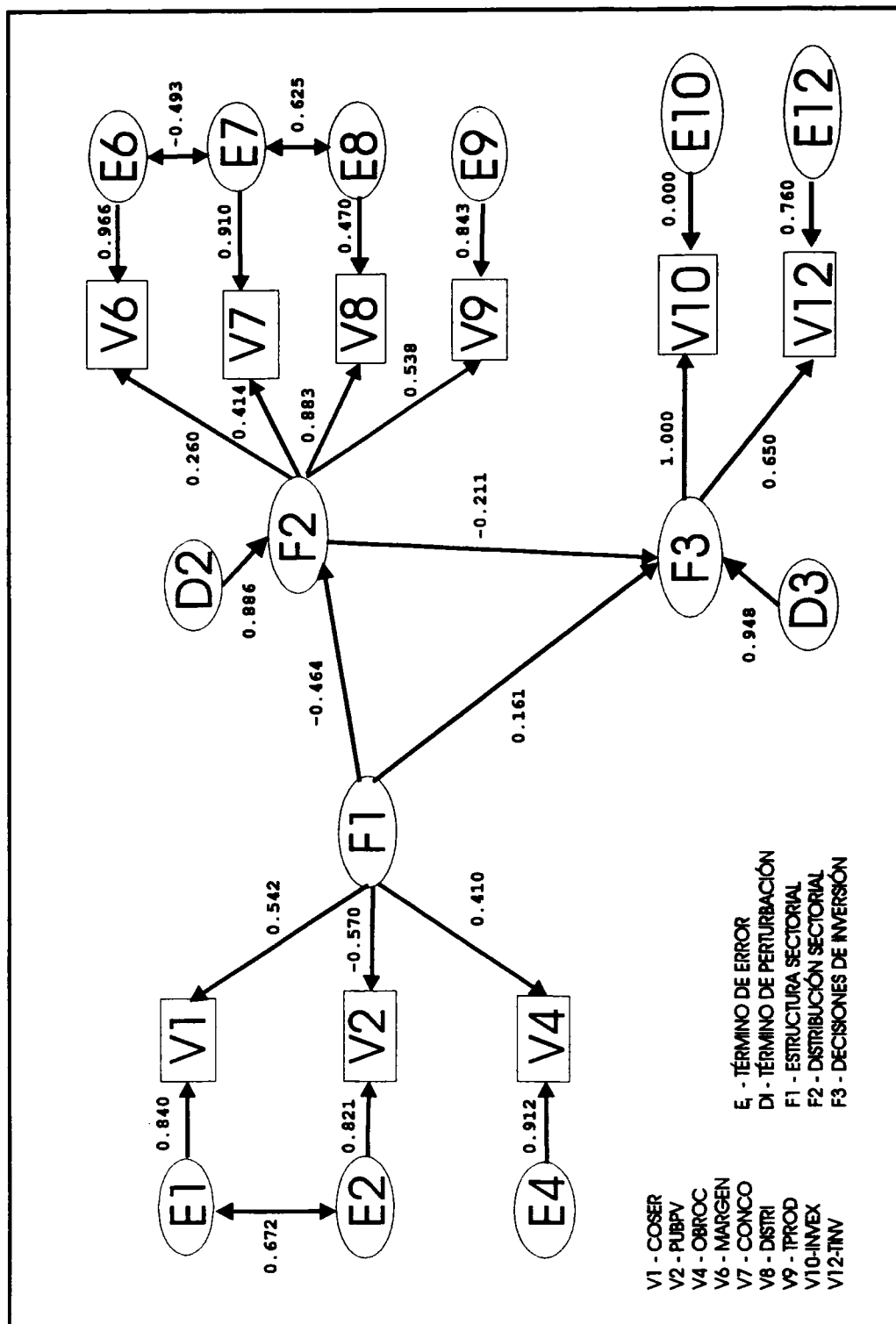
##### AÑO 84

La **solución estandarizada** de 1984 queda recogida en el Diagrama 4.3.a. de la página siguiente. Comparando ésta con la del modelo de medida correspondiente -página 214- se observa que:

1°.- Las **estimaciones** de los parámetros son **similares** en los dos casos. Sin embargo, el esquema causal propuesto induce pequeñas variaciones en los valores, ninguna de ellas sustancial.

2°.- Los **coeficientes de ajuste** entre los factores, aunque son estadísticamente significativos **no son elevados**.

DIAGRAMA 4.3.a.  
 MODELO DE ESTRUCTURAS DE COVARIANZA  
 AÑO 1984



**Nota:** Solución final estandarizada

P-VALUE = 0.128  
 CFI = 0.956

La **solución estandarizada** para 1987 aparece en el Diagrama 4.3.b. de la página siguiente. Comparando ésta -como se hizo el año anterior- con la del modelo de medida -página 244- se observa que:

1°.- Las **estimaciones de los parámetros** presentan algunas **diferencias significativas de valor**, pero ninguna de signo. Las más reseñables son:

a) En F1 se eleva el coeficiente del nivel de gasto en servicios y se reduce el de estructura de empleo.

b) En F2 aumentan los tres coeficientes por la supresión de una de las variables.

c) En F3 cae fuertemente la carga factorial de INVEX, la de TINV se mantiene, en cambio la de TPROD aumenta de forma sensible. La variación del peso de INVEX se debe: en primer lugar, a que tan sólo una parte del coeficiente -correlación- del modelo de medida queda explicada por F1 y F2, a través de F3; y en segundo lugar, al aumento de las covariaciones -efectos conjuntos- de F2 y F3 sobre TPROD.

2°.- **Desaparece la variable MARGEN<sup>260</sup>**. Esta supresión es

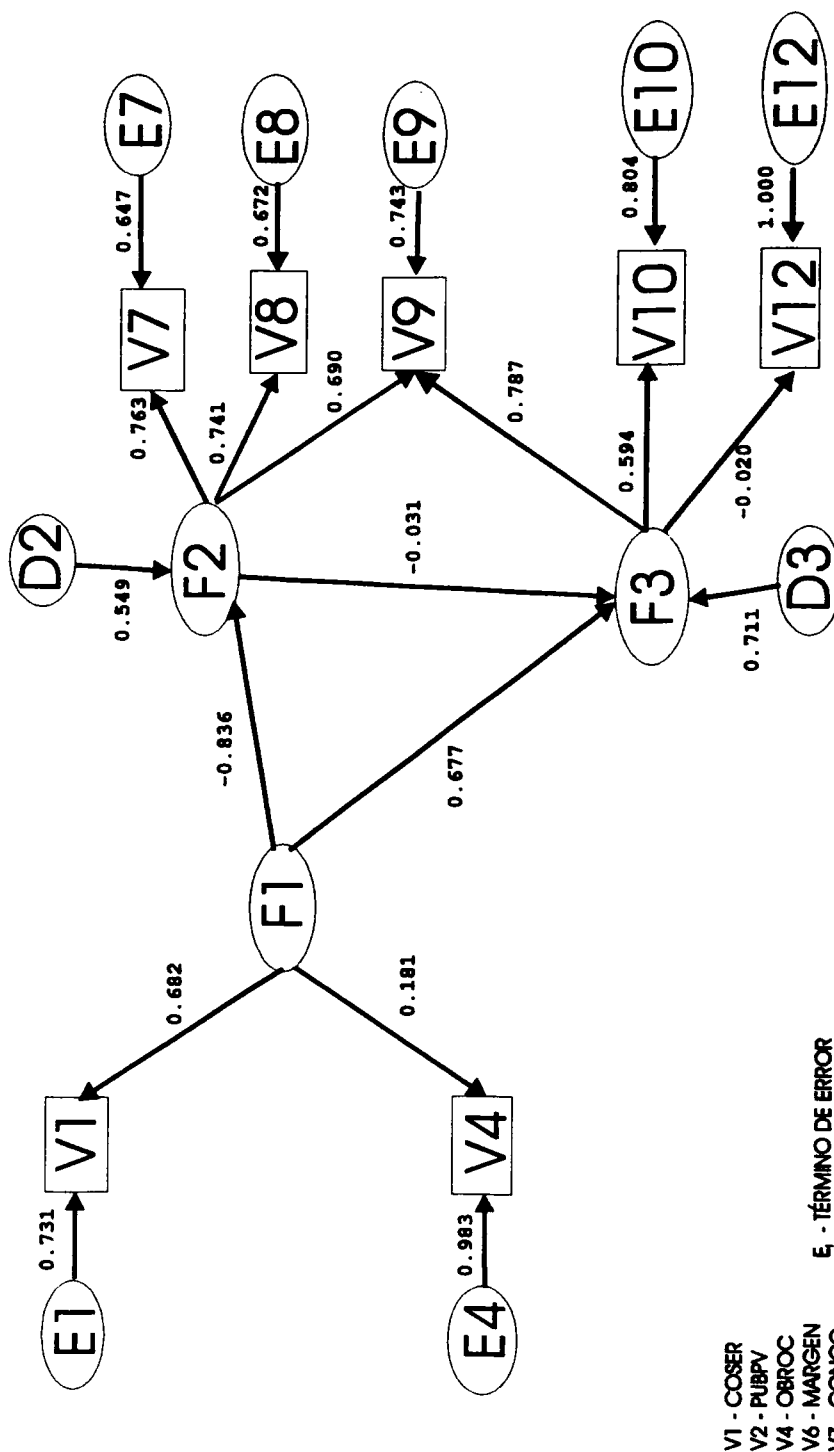
---

<sup>260</sup> Aparece, en la salida de EQS, el mensaje siguiente:

PARAMETER	CONDITION CODE
V6, F2	LINEARLY DEPENDENT ON OTHER PARAMETERS

Esto sucede -en caso de que el modelo esté identificado- cuando hay problemas de tipo informático que proceden de los datos, valores de partida de las estimaciones, límites de tolerancia establecidos por el programa... Para un análisis más detallado de este asunto véase Bentler 1985, página 90.

DIAGRAMA 4.3.b.  
 MODELO DE ESTRUCTURAS DE COVARIANZA  
 AÑO 1987



**Nota:** Solución final estandarizada

PVALUE = 0.292  
 CFI = 0.969

responsable, en parte, de las diferencias de valor detectadas.

3°.- Los **coeficientes de ajuste** entre F2 y F3 -factores dependientes- con F1 -factor independiente- son **grandes** -en valor absoluto  $>0,6$ -; en cambio el de F3 con F2 es reducido [ $-0,03$ ]. Esto indica que la estructura sectorial -en la fase de auge económico que sigue al ingreso de España a la CE- explica, en gran medida, las decisiones de inversión de los agentes económicos y la distribución funcional del producto. En cambio, ésta última no influye decisivamente en la inversión.

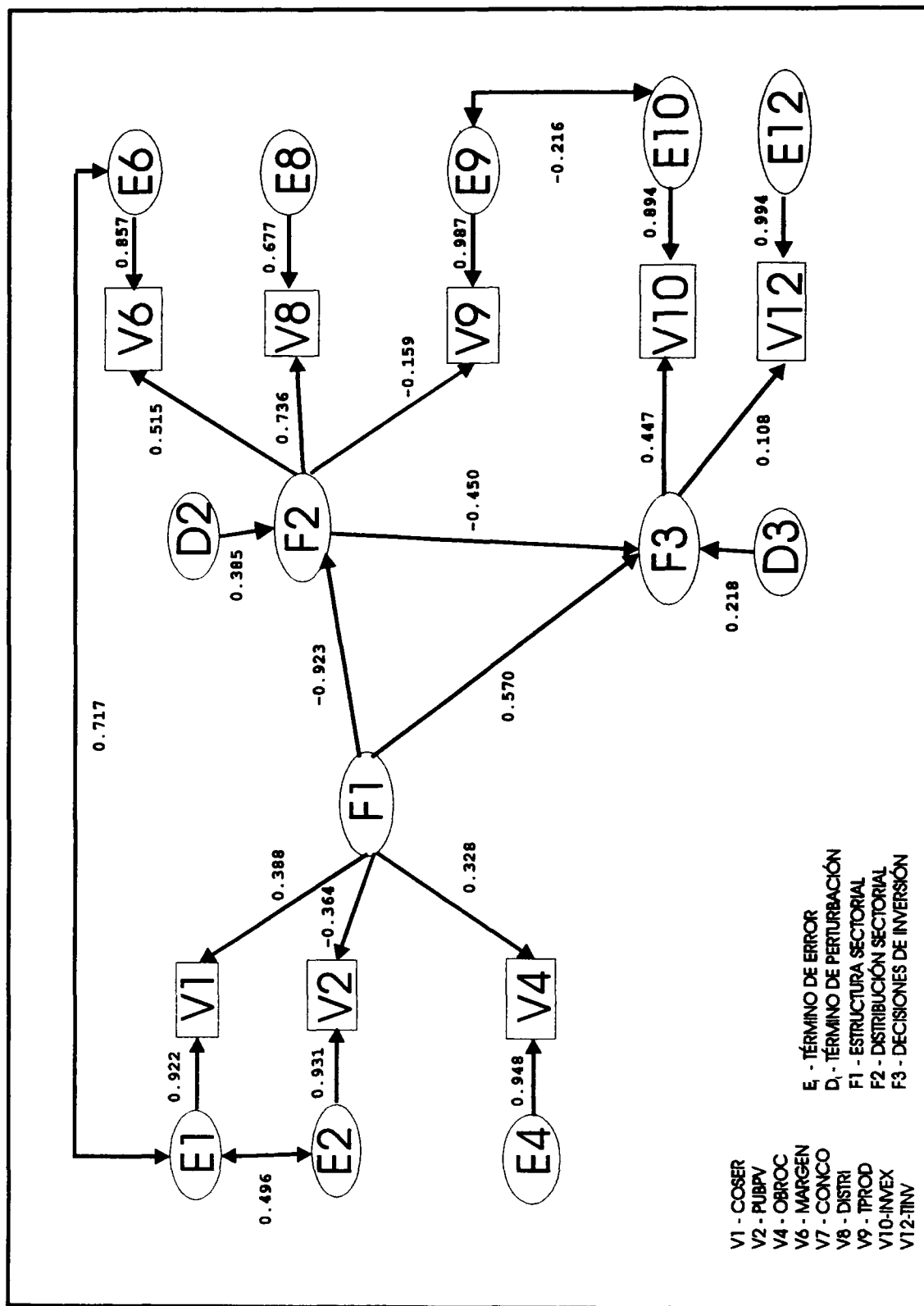
#### AÑO 89

La **solución estandarizada** de 1989 aparece en el Diagrama 4.3.c. de la página siguiente. Comparando ésta con la obtenida en el modelo de medida del mismo año -pág. 253- se comprueba que:

1°.- Las **estimaciones de los parámetros no difieren en la mayoría de las ocasiones**. Sin embargo, el orden causal induce cambios:

- a) El coeficiente de ajuste de TPROD con F3 es sustituido por la correlación de los términos de error, que tiene el mismo signo y valor parecido.

DIAGRAMA 4.3.c.  
MODELO DE ESTRUCTURAS DE COVARIANZA  
AÑO 1989



**Nota:** Solución final estandarizada

P-VALUE = 0.172  
CFI = 0.946

b) La carga factorial de INVEX se reduce, por consideraciones ya mencionadas el año anterior.

**2°.- Las variables son las mismas en los dos casos.**

**3°.- Los coeficientes de ajuste entre los factores son altos -en valor absoluto >0,45-, sobre todo el de F2 con F1 [-0,92].**

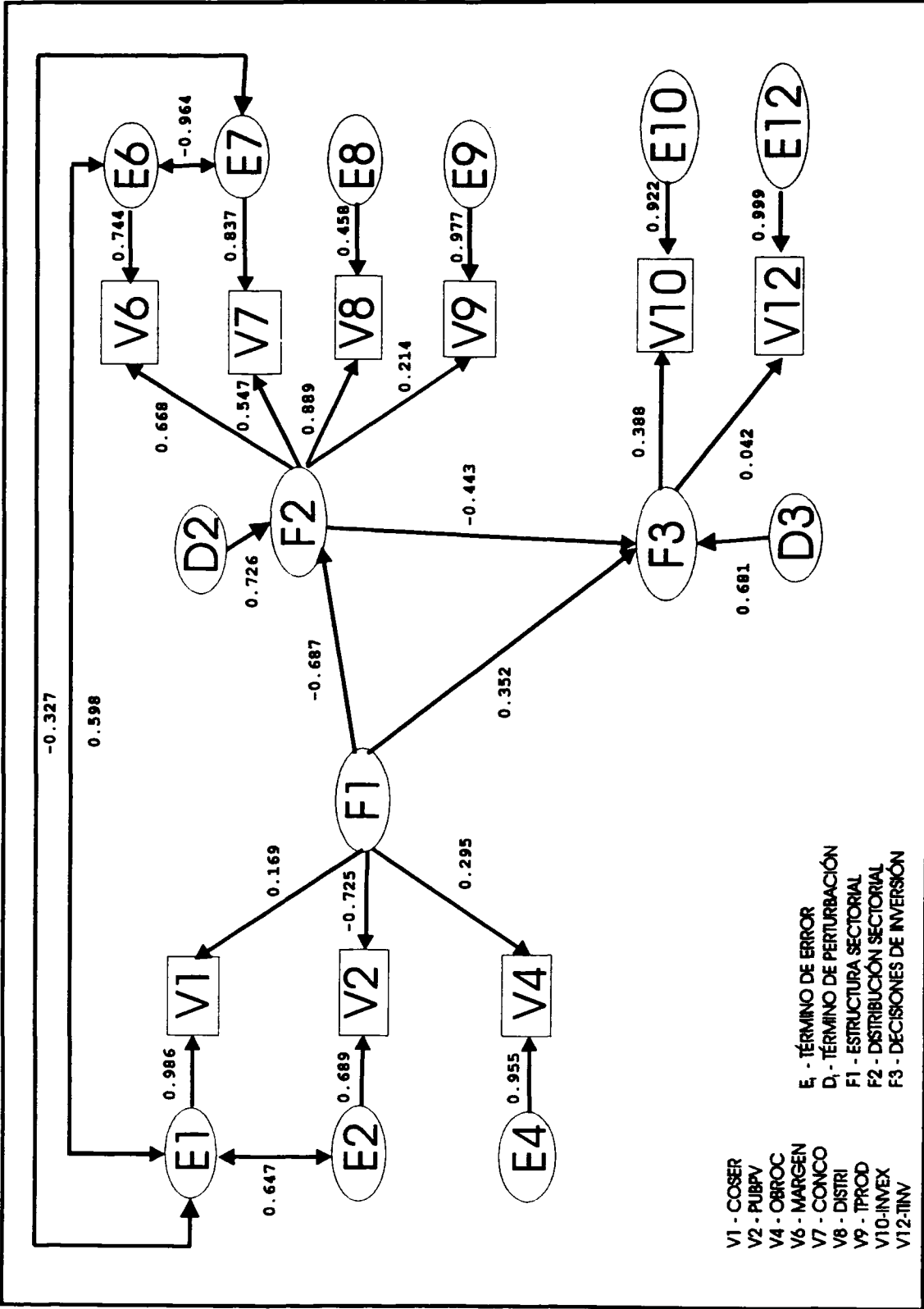
## **AÑO 92**

La solución estandarizada de 1992 queda recogida en el Diagrama 4.3.d. de la página siguiente. Comparando ésta con la del modelo de medida -página 267- se comprueba lo siguiente:

**1°.- Las estimaciones de los parámetros, en casi todos los casos, no presentan diferencias significativas.** Sin embargo, la relación entre factores induce reducciones importantes en el coeficiente de INVEX -como en 1987 y 1989- e, incluso, un cambio en el signo de TINV. Piénsese que las cargas de estas dos variables, recogen ahora la parte que queda explicada por todo el esquema causal considerado y no -como sucedía en el modelo de medida- la covariación entre ellas a través del factor de decisiones de inversión.

**2°.- Las variables son las mismas en los dos modelos.**

**3°.- Todos los coeficientes de ajuste entre factores son algo menores que en el modelo de la fase de auge.**



PVALUE = 0.012  
CFI = 0.922

Nota: Solución final estandarizada



**Tras estudiar las pruebas de significación conjunta y los resultados de los cuatro modelos de estructuras de covarianza, puede afirmarse que, en general, se cumple el esquema causal propuesto. Sin embargo, se detectan problemas en la variable MARGEN en 1987 -fase de auge del ciclo- dado que no aparece en el modelo; esta situación no se reproduce en 1984, 1989 y 1992 -etapas de recuperación, declive y crisis-.**

#### **4.4. Análisis de Correlación Canónica.**

##### **4.4.1. Aspectos generales.**

Después del examen de los modelos de medida y estructuras de covarianza, se decide hacer una comprobación de las asociaciones vistas para los cuatro años tipo -1984, 1987, 1989 y 1992- empleando la técnica de correlación canónica. Ésta pretende analizar las relaciones existentes entre dos grupos de variables -dependientes e independientes-, generando para ello pares de combinaciones lineales de las mismas -variables canónicas-. El primer par maximiza la correlación entre la combinación lineal de variables independientes y la de dependientes. El segundo par, que está incorrelado con el precedente, hace lo mismo después de haber eliminado la variabilidad explicada con anterioridad. Esto se repite  $p$  veces; siendo  $p \geq 2$  el número de variables incluidas en el grupo de menor tamaño.

En el caso que nos ocupa, el primer grupo de variables -independientes- está constituido por las recogidas en el factor

**de estructura sectorial:** coste de los servicios por peseta producida -COSER-, gasto publicitario sobre producción destinada a la venta -PUBPV- y tanto por uno de los ocupados que son trabajadores de producción -OBROC-. **El segundo grupo de variables -dependientes-** lo componen las incluidas en los otros dos factores, **distributivo y decisiones de inversión:** margen aplicado a los costes variables -MARGEN-, relación entre consumos de materias primas y energía y costes de personal -CONCO-, razón entre excedente bruto y costes de personal -DISTRI-, variación de la productividad aparente -TPROD-, tanto por uno del excedente dedicado a la formación bruta de capital fijo -INVEX- y tasa de inversión -TINV-. Por lo tanto **hay tres pares de variables canónicas asociadas**, igual en número al de variables del primer grupo.

Dado que dos de los requisitos de la correlación canónica son el de linealidad<sup>261</sup> y normalidad multivariante<sup>262</sup>, se hace una **transformación logarítmica en las variables mencionadas** con objeto de facilitar su cumplimiento<sup>263</sup>. El Cuadro 4.4.1. de la página siguiente, recoge el valor crítico de la probabilidad en la **prueba de normalidad de Kolmogorov-Smirnov**, realizada para cada variable transformada en los cuatro períodos

---

<sup>261</sup> Al menos por dos razones: se opera con la matriz de coeficientes de correlación de Pearson entre variables, que mide la asociación lineal entre las mismas, y se pretende maximizar la correlación entre dos combinaciones lineales de variables (véase Tabachnick, 1983, p.150).

<sup>262</sup> Dado que la verosimilitud crece con la misma.

<sup>263</sup> Véase Apéndice II, dedicado a la descriptiva de las variables empleadas.

de interés. Como puede observarse, en casi todos los casos los valores son mayores que 0,01, indicando que, en general, **no puede rechazarse la hipótesis de normalidad**. La excepción es INVEX en 1984 con un cómputo menor que el mínimo, pero al ser una variable estadísticamente no significativa -significatividad=0,478>0,05- no supone un problema insoslayable cuando se aborde el análisis del ese año.

**CUADRO 4.4.1.**  
**PRUEBA DE NORMALIDAD DE KOLMOGOROV-SMIRNOV**  
**SIGNIFICATIVIDAD**

	1984	1987	1989	1992
<b>Variables Dependientes</b>				
MARGEN	0,2439	0,1724	0,0578	0,3526
CONCO	0,3653	0,4799	0,3540	0,0948
DISTRI	0,0155	0,0607	0,4245	0,4213
TPROD	0,0776	0,3682	0,0699	0,0466
INVEX	<b>0,0001</b>	0,4395	0,6577	0,0474
TINV	0,6552	0,2979	0,9531	0,0496
<b>Variables Independientes</b>				
COSER	0,9243	0,4675	0,5713	0,2749
PUBPV	0,1714	0,2151	0,0780	0,3282
OBROC	0,0324	0,0703	0,1210	0,1387

Fuente: Elaboración propia a partir de la salida de SPSS.

Así mismo se realiza la **prueba de esfericidad de Barlett**, obteniéndose estadísticos de contraste con registros elevados [1984=220; 1987=301; 1989=292; 1992=279] y significatividades iguales a cero, que **indican un rechazo de la**

## **hipótesis de multicolinealidad.**

Una vez hechas las verificaciones pertinentes, se realizan los diversos análisis anuales empleando el paquete estadístico **SPSS versión 6.1.2.** para Windows<sup>264</sup>. Examinando los resultados alcanzados se observa: en primer lugar, que las **pruebas de significación conjunta**<sup>265</sup> **tienen significatividades de la F iguales a cero**, señalando la aceptación del esquema propuesto; y, en segundo lugar, que en todos los años **hay dos pares de variables canónicas estadísticamente significativos**<sup>266</sup> y, por tanto, han de ser utilizados en el estudio de las relaciones objeto de revisión en el subapartado siguiente.

### **4.4.2. Resultados.**

#### **AÑO 84**

En el Cuadro 4.4.a. de la página siguiente, se detallan los principales resultados del año 1984. En él aparecen las correlaciones y coeficientes entre cada variable observable y canónica, así como la correlación en el primer par de variables canónicas -0,601-, en el segundo -0,445-, el porcentaje de

---

<sup>264</sup> La correlación canónica se incluye en el análisis MANOVA del programa.

<sup>265</sup> Basadas en la distribución F de Fisher-Snedecor -traza de Pillai, traza de Hotelling y lambda de Wilks-.

<sup>266</sup> La prueba de reducción de la dimensión de Lambda de Wilks, tiene una significatividad de la  $F \leq 0,05$  hasta la segunda raíz.

varianza explicada y la redundancia<sup>267</sup>.

**CUADRO 4.4.2.a.**  
**RESULTADOS DEL ANÁLISIS DE CORRELACIÓN CANÓNICA**  
**AÑO 1984**

	1ª Var. Canónica		2ª Var. Canónica		Tot
	Correla.	Coefic.	Correla.	Coefic.	
Variables Dependientes¹					
MARGEN	0,363	0,572	0,371	-0,422	
CONCO	-0,838	-0,059	-0,323	-1,439	
DISTRI	-0,671	-0,962	0,182	1,510	
TPROD	-0,079	0,120	0,233	0,148	
INVEX	0,176	0,358	-0,281	-1,132	
TINV	0,312	0,139	0,118	0,550	
%Varianza	23,658		7,028		30,686
Redundancia	8,550		1,389		9,939
Variables Independi.					
COSER	0,936	0,828	-0,216	-0,460	
PUBPV	0,371	0,293	0,899	1,039	
OBROC	0,351	0,332	-0,256	0,129	
%Varianza	13,691		6,057		19,748
Redundancia	37,884		30,649		68,532
Correla.Cano.	0,601		0,445		

Fuente: Elaboración propia a partir de la salida de SPSS.

<sup>1</sup> En negrita las variables dependientes estadísticamente significativas.

<sup>267</sup> La redundancia  $r_d$  viene dada por la expresión siguiente:

$$r_d = p_v \bullet r_c^2$$

siendo  $p_v$  el porcentaje de varianza explicada en uno de los dos grupos de variables por una variable canónica y  $r_c^2$  el coeficiente de determinación del par de variables canónicas - correlación canónica al cuadrado-. Es decir, la redundancia mide la cantidad relativa de varianza que el par canónico explica en un grupo de variables y que ha sido extraída del otro.

La primera variable canónica extrae el 23,7% de la varianza del grupo de **variables dependientes** y la segunda tan solo el 7,0%; esto es, entre las dos explican el 30,7% de la variabilidad de las variables dependientes. Éste porcentaje es mayor que el explicado en las **variables independientes** -19,7%- . Con la redundancia sucede lo contrario, es mucho más elevada en las variables independientes -68,5%- que en las variables dependientes -9,9%- .

En cuanto a la interpretación de los resultados, como es usual, tan solo se consideran las variables con coeficientes de correlación  $>0,3$  -en negrita en el cuadro-. Teniendo en cuenta éste criterio, dentro del primer par de variables canónicas se advierte que hay tres variables dependientes -MARGEN, CONCO y DISTRI- y tres variables independientes -COSER, PUBPV y OBROC- que sí lo satisfacen. Si se estudian los signos de las correlaciones de las seis variables mencionadas, pueden establecerse ciertas analogías con los modelos de medida -pág. 214- y estructuras de covarianza -pág.273- del año 1984 que pueden resumirse en:

1<sup>a</sup>.- Las correlaciones de MARGEN [0,363] y CONCO [-0,838] tienen signo diferente, en concordancia con la correlación entre los términos de error de las dos variables [en el modelo de

medida<sup>268</sup>  $\text{CORR}(E6E7) = -0,481$  en los modelos causales.

2ª.- Las correlaciones de CONCO y DISTRI  $[-0,671]$  tienen signo negativo, indicando que las dos variables se mueven en el mismo sentido como sucede entre los términos de error de los modelos vistos  $[\text{CORR}(E7E8)=0,633]$ .

3ª.- COSER  $[0,936]$  y PUBPV  $[0,371]$  se mueven en el mismo sentido, igual que los términos de error de las dos variables en los modelos causales  $[\text{CORR}(E1E2)=0,925]$ .

4ª.- CONCO y DISTRI, a través de la primera correlación canónica, tienen signo diferente que COSER, PUBPV y OBROC  $[0,351]$ . Este comportamiento coincide con el signo negativo de la correlación entre el bloque de variables de estructura sectorial y de distribución funcional  $[\text{CORR}(F1F2)=-0,327]$ .

5ª.- A través de la correlación del primer par de variables canónicas, TINV  $[0,312]$  está asociada positivamente con las variables independientes, en consonancia con el signo de la covariación entre F1 y F3 en los modelos de medida y estructuras de covarianza  $[\text{CORR}(F1F3)=0,190]$ .

6ª.- En cambio TINV tiene signo contrario a CONCO y DISTRI - variable con la carga factorial más elevada de F2-, comportamiento equivalente a la asociación lineal negativa entre

---

<sup>268</sup> En adelante los valores de los parámetros se refieren a los obtenidos en el modelo de medida correspondiente.

F2 y F3 [CORR(F2F3)=-0,298].

En el **segundo par de variables canónicas** hay dos variables dependientes -MARGEN y CONCO- y una variable independiente -PUBPV- con correlaciones superiores al mínimo exigido. Haciendo una interpretación de resultados similar al anterior, se detectan las **semejanzas** siguientes:

1°.- La igualdad de signos entre MARGEN [0,371] y PUBPV [0,899] -que tienen las mayores correlaciones en el segundo par de variables canónicas-, coincide con la relación observada, en modelo de medida y estructuras de covarianza, entre publicidad y el conjunto de variables distributivas a través de F1 y F2.

2°.- PUBPV y las otras dos variables independientes -que en esta ocasión no son estadísticamente significativas- tienen signos contrarios, como sus coeficientes de ajuste con el factor de estructura sectorial.

3°.- MARGEN y DISTRI tienen el mismo signo, como las cargas factoriales respectivas en los modelos de medida y estructuras de covarianza -recuérdese que la igualdad de signo no se da en el primer par de variables canónicas-.

Como puede comprobarse, los resultados de los modelos de medida y estructuras de covarianza no entran en contradicción con los alcanzados en correlación canónica. Los signos de las



asociaciones entre los términos de error considerados y los tres factores entre sí, coinciden con los de las correlaciones entre las variables observables y el primer par de canónicas; y el signo negativo del coeficiente de ajuste PUBPV con F1 y el positivo de MARGEN con F2, quedan recogidos en las correlaciones del segundo par de variables canónicas.

#### AÑO 87

En el Cuadro 4.4.b. se ofrecen los principales resultados de 1987. En estos se observa que la primera variable canónica explica el 25,6% y la segunda el 21% de la variabilidad de las variables dependientes. Éstos porcentajes se reducen de forma ostensible en las variables independientes pasando a 20,7% y 7%, respectivamente. Con la redundancia -igual que en 1984- ocurre lo contrario, es más elevada en las variables independientes -72,4%- que en las variables dependientes -18%-. Considerando simultáneamente los dos efectos -porcentaje de varianza y redundancia-, el análisis es más eficiente en el segundo grupo de variables que en el primero.

En la interpretación de las relaciones solo se introducen las variables con correlaciones  $>0,3$  -en negrita en el cuadro-. En el **primer par de variables canónicas** hay cuatro variables dependientes -MARGEN, CONCO, DISTRI e INVEX- y dos variables independientes -COSER y PUBPV- que cumplen este requisito. Considerando sus signos se establecen ciertas analogías con los modelos de medida -pág. 244- y MEC -pág. 275-, que pueden resumirse en:

1\*.- MARGEN [-0,494] y CONCO [0,859] tienen una relación inversa, como la correlación de los términos de error de las dos variables [CORR(E6E7)=-0,763] en el modelo de medida.

2\*.- COSER [-0,998] y MARGEN tienen una relación directa, igual que la correlación de los respectivos términos de error [CORR(E1E2)=0,313] en el modelo de medida.

**CUADRO 4.4.2.b.**  
**RESULTADOS DEL ANÁLISIS DE CORRELACIÓN CANÓNICA**  
**AÑO 1987**

1ª Var.		Canónica	2ª Var.		Canónica	Tot
Correla.		Coefic.	Correla.		Coefic.	
Variables Dependientes¹						
MARGEN	-0,494	-0,725	0,584		0,833	
CONCO	0,859	0,227	-0,068		0,497	
DISTRI	0,528	0,477	0,357		-0,908	
TPROD	0,043	0,026	-0,472		-0,331	
INVEX	-0,520	-0,372	-0,735		-0,898	
TINV	0,030	0,049	0,155		0,355	
%Varianza	25,557		20,993			46,550
Redundancia	13,578		4,391			17,969
Variables Independi.						
COSER	-0,998	-0,971	-0,065		-0,356	
PUBPV	-0,407	-0,076	0,865		0,938	
OBROC	-0,080	-0,005	-0,501		-0,331	
%Varianza	20,672		6,996			27,668
Redundancia	38,910		33,451			72,360
Correla.Cano.	0,729		0,457			

Fuente: Elaboración propia a partir de la salida de SPSS.  
¹ En negrita las variables dependientes estadísticamente significativas.

3\*.- CONCO y DISTRI [0,528] tienen diferente signo que INVEX

$[-0,520]$ , en concordancia con la correlación entre F2 y F3  $[CORR(F2F3)=-0,386]$  en los modelos causales.

4ª.- INVEX  $[-0,520]$  y COSER se mueven en el mismo sentido, como los factores en los modelos de medida y estructuras de covarianza  $[CORR(F1F3)=0,839]$ , en que ambas variables tienen el mayor peso.

5ª.- CONCO y DISTRI tienen signo diferente que COSER, en consonancia con la asociación de los factores de estructura sectorial y distribución funcional  $[CORR(F1F2)=-0,971]$ .

En el **segundo par de variables canónicas** hay cuatro variables dependientes -MARGEN, DISTRI, TPROD e INVEX- y dos variables independientes -PUBPV y OBROC- dentro de los límites de aceptación. Examinando los signos de las correlaciones de estas seis variables, se encuentran las siguientes semejanzas con los modelos causales:

1ª.- INVEX  $[-0,735]$  y TPROD  $[-0,472]$  tienen correlaciones de idéntico signo, como sucede con los coeficientes de ajuste de las dos variables con F3.

2ª.- MARGEN  $[0,584]$  y DISTRI  $[0,357]$  varían en el mismo sentido, como las cargas factoriales de las dos variables en F2 en el modelo de medida.

3ª.- OBROC  $[-0,501]$  tiene igual signo que INVEX y diferente que

DISTRI y MARGEN, confirmado el sentido de las relaciones entre los diferentes factores.

Como ha podido verificarse, no hay grandes diferencias entre los resultados del análisis de correlación canónica y los alcanzados en los modelos de medida y estructuras de covarianza en 1987. Los signos de las dos correlaciones de los términos de error, los coeficientes de ajuste y las covariaciones entre los tres factores de los modelos, coinciden con el sentido marcado por las correlaciones entre las variables observables y los pares de variables canónicas considerados. Sin embargo, hay dos contradicciones -aparentes- que merecen ser resaltadas: en correlación canónica PUBPV es una variable significativa y en los modelos de medida y estructuras de covarianza no; y, MARGEN también es significativa en correlación canónica y modelo de medida y no lo es en el de estructuras de covarianza. Éstas pueden estar motivadas por los diferentes supuestos de partida de las tres técnicas: tipo de variables, agrupaciones de las mismas, causalidades, objetivos...

#### AÑO 89

En el Cuadro 4.4.c. de la página 292 se detallan los principales resultados del año 1989. En ellos se observa que la primera y segunda variables canónicas explican el 26,7% y 21,6%, respectivamente, de la varianza de las variables dependientes; porcentajes que caen en las variables independientes hasta 22,5% y 7,8%. Con la redundancia -igual que en años anteriores- sucede

**CUADRO 4.4.2.c.**  
**RESULTADOS DEL ANÁLISIS DE CORRELACIÓN CANÓNICA**  
**AÑO 1989**

	1ª Var.		2ª Var.		Tot
	Correla.	Coefic.	Correla.	Coefic.	
Variables Dependientes¹					
MARGEN	-0,485	-0,862	-0,708	-0,758	
CONCO	0,825	-0,144	0,185	-0,146	
DISTRI	0,582	0,828	-0,385	0,264	
TPROD	-0,014	-0,008	-0,081	-0,068	
INVEX	-0,551	-0,344	0,777	0,753	
TINV	-0,206	-0,139	-0,022	-0,061	
%Varianza	26,698		21,571		48,269
Redundancia	16,103		4,334		20,436
Variables Independi.					
COSER	-0,989	-1,013	-0,148	-0,009	
PUBPV	-0,325	0,075	-0,590	-0,449	
OBROC	-0,189	-0,118	0,895	0,820	
%Varianza	22,500		7,844		30,344
Redundancia	37,304		39,043		76,347
Correla.Cano.	0,777		0,448		

Fuente: Elaboración propia a partir de la salida de SPSS.

<sup>1</sup> En negrita las variables dependientes estadísticamente significativas.

lo contrario, es más elevada en las variables independientes que en las variables dependientes -76,3% y 20,4%- . Considerando simultáneamente los dos efectos, se comprueba que el análisis es más eficiente en el segundo grupo de variables que en el primero.

En la interpretación de las relaciones, se consideran aquellas variables observables con correlaciones mayores que 0,3 -en negrita en el cuadro-. En el **primer par de variables**

**canónicas** hay cuatro variables dependientes -MARGEN, CONCO, DISTRI e INVEX- y dos variables independientes -COSER y PUBPV- con valores superiores al mínimo exigido, que permite la revisión de algunas **semejanzas con los modelos de medida -pág. 253- y estructuras de covarianza -pág. 277-:**

1ª.- MARGEN [-0,485] y COSER [-0,989] tienen una relación directa, como la correlación de los términos de error de las dos variables [CORR(E1E6)=0,688] en los modelos de medida y estructuras de covarianza.

2ª.- También COSER y PUBPV [-0,325] varían en el mismo sentido, en concordancia con la asociación positiva de sus términos de error [CORR(E1E2)=0,461] de los modelos causales.

3ª.- DISTRI [0,582] difiere en signo con INVEX [-0,551], en consonancia con la correlación entre F2 y F3 [CORR(F2F3)=-0,434].

4ª.- En cambio INVEX y COSER se mueven en el mismo sentido, como la asociación entre los factores de los modelos de medida y estructuras de covarianza [CORR(F1F3)= 0,542], en que ambas variables tienen el mayor peso .

5ª.- DISTRI tiene signo diferente a COSER, en consonancia con la asociación de los factores de estructura y distribución funcional [CORR(F1F2)=-0,940].

En el **segundo par de variables canónicas** hay tres variables dependientes -MARGEN, DISTRI e INVEX- y dos variables independientes -PUBPV y OBROC- con correlaciones mayores que 0,3. Examinando los signos de las mismas, es posible concluir la **comparación con los modelos causales**, encontrando las semejanzas siguientes:

1ª.- MARGEN [-0,708] y DISTRI [-0,385] tienen una relación directa, como los coeficientes de ambas variables en F2.

2ª.- MARGEN y DISTRI tienen diferente signo que INVEX [0,777], confirmando de nuevo la correlación negativa entre los factores F2 y F3 de los modelos de medida y estructuras de covarianza.

3ª.- OBROC [0,895] y PUBPV [-0,590] varían en sentido contrario, como los signos de las cargas factoriales de las dos variables en F2 [-0,295 para PUBPV y 0,323 para OBROC].

4ª.- OBROC e INVEX tienen el mismo signo, confirmado el sentido de las relaciones entre los factores F1 y F3.

5ª.- Por último, OBROC tiene diferente signo que MARGEN y DISTRI, en consonancia con el signo de la correlación entre F1 y F2.

Como ha podido verificarse, no hay diferencias apreciables en los resultados del análisis de correlación canónica y los modelos de medida y estructuras de covarianza. Los signos de las dos correlaciones de los términos de error, la

mayoría de los coeficientes de ajuste y las correlaciones entre los tres factores de los modelos causales, coinciden con el sentido marcado por las correlaciones de las variables observables y los pares de variables canónicas considerados. Sin embargo, en correlación canónica la variable CONCO es estadísticamente significativa y, en cambio, no aparece en los modelos de medida y estructuras de covarianza. Esto puede deberse a las razones apuntadas en 1987.

## AÑO 92

En el Cuadro 4.4.d. se ofrecen los principales resultados de 1992. En ellos se observa que la primera variable canónica extrae el 21,9% de la varianza de las variables dependientes, en cambio la segunda el 27,7%; esto es, entre las dos explican el 49,6% de la variabilidad de las variables dependientes. Éste porcentaje es mayor que el alcanzado en las variables independientes -31,6%-. Con la redundancia sucede lo contrario, es mucho más elevada en las variables independientes que en las variables dependientes. En cualquier caso, considerando conjuntamente los dos efectos -% varianza y redundancia- y teniendo en cuenta que las correlaciones canónicas son  $>0,3$ , se constata que el análisis es bastante eficiente en los dos grupos de variables.

En la interpretación de las relaciones solo se toman en consideración las variables con correlaciones  $>0,3$  -en negrita en el cuadro- como en los tres años anteriores. Dentro del **primer**



**CUADRO 4.4.2.d.**  
**RESULTADOS DEL ANÁLISIS DE CORRELACIÓN CANÓNICA**  
**AÑO 1992**

	1ª Var. Canónica		2ª Var. Canónica		
	Correla.	Coefic.	Correla.	Coefic.	Tot
Variables Dependientes¹					
MARGEN	-0,639	-0,656	0,650	0,556	
CONCO	0,845	0,525	-0,029	0,239	
DISTRI	0,352	0,144	0,652	-0,298	
TPROD	-0,101	0,057	0,163	-0,110	
INVEX	-0,235	-0,396	-0,883	-0,944	
TINV	0,074	0,135	0,069	0,342	
%Varianza	21,940		27,668		49,609
Redundancia	11,966		8,740		20,707
Variables Independi.					
COSER	-0,991	-1,063	0,097	-0,294	
PUBPV	-0,333	0,152	0,876	0,933	
OBROC	-0,053	0,052	-0,576	-0,366	
%Varianza	19,931		11,684		31,615
Redundancia	36,544		36,985		73,529
Correla.Cano.	0,739		0,562		

Fuente: Elaboración propia a partir de la salida de SPSS.

<sup>1</sup> En negrita las variables dependientes estadísticamente significativas.

par de variables canónicas hay tres variables dependientes - MARGEN, CONCO y DISTRI- y dos variables independientes -COSER y PUBPV- encima del límite fijado. Contemplando los signos de las correlaciones significativas, pueden establecerse ciertas semejanzas con los modelos de medida -pág. 267- y estructuras de covarianza -pág. 279- de ese año:

1ª.- MARGEN [-0,639] y CONCO [0,845] varían en sentido contrario,

como sucede con la correlación de los términos de error de las dos variables  $[CORR(E6E7)=-0,980]$  en los modelos de medida y estructuras de covarianza.

2ª.- COSER  $[-0,991]$  y PUBPV  $[-0,333]$  se mueven al unísono, como las correlación de sus respectivos términos de error  $[CORR(E1E2)=0,624]$  en los modelos causales.

3ª.- A través de la primera correlación canónica, MARGEN y COSER coinciden en signo, relación que es equivalente a la asociación positiva de los términos de error  $[CORR(E1E6)=0,625]$ .

4ª.- CONCO y COSER tienen signos contrarios, como se recoge en la correlación negativa entre los dos términos de error  $[CORR(E1E7)=-0,407]$  de los modelos de medida y estructuras de covarianza.

5ª.- CONCO y DISTRI varían en sentido contrario a COSER, igual que el comportamiento observado entre F1 y F2  $[CORR(F1F2)=-0,711]$ .

6ª.- INVEX -aún estando debajo del valor mínimo- y COSER, se mueven en el mismo sentido, como registra la correlación de los factores F1 y F3  $[CORR(F1F3)=0,273]$  en los modelos causales.

En el **segundo par de variables canónicas** hay tres variables dependientes -MARGEN, DISTRI e INVEX- y dos variables independientes -PUBPV y OBROC- dentro del límite de aceptación.

Observando los signos de las correlaciones de las cinco variables puede completarse la **comparación con los modelos de medida y estructuras de covarianza**, encontrándose las semejanzas siguientes:

1ª.- MARGEN [0,650] y DISTRI [0,652] tienen correlaciones del mismo signo, como sucede con los coeficientes de ajuste de las dos variables con F2 de los modelos de medida y estructuras de covarianza.

2ª.- Las dos variables anteriores tienen signos diferentes a INVEX [-0,883]. Este efecto negativo aparece recogido en la covariación entre F2 -donde MARGEN y DISTRI tienen el peso mayor- y F3 -donde INVEX registra el coeficiente más elevado- de los modelos de medida y estructuras de covarianza.

3ª.- PUBPV [0,876] y OBROC [-0,576] tienen signos opuestos, como sus respectivas cargas factoriales en F1.

4ª.- La coincidencia de signos de MARGEN y DISTRI con PUBPV y la divergencia con OBROC, es coherente con las relaciones detectadas entre las cuatro variables a través de la correlación entre F1 y F2.

5ª.- INVEX tiene el mismo signo que OBROC y diferente que PUBPV, en consonancia con el juego de signos -a través de la asociación positiva de F1 y F3- observado en sus cargas factoriales de los modelos causales.

Como ha podido comprobarse, los resultados de los análisis de correlación canónica coinciden con los de los modelos de medida y estructuras de covarianza en 1992. Los signos de las cuatro correlaciones de los términos de error, los coeficientes de ajuste y las covariaciones entre los tres factores de los modelos, coinciden con el sentido marcado por las correlaciones entre las variables observables y los dos pares de variables canónicas considerados.

## **CAPITULO V**

### **CONCLUSIONES**

Como se indica en el capítulo III, este "trabajo persigue tres **objetivos básicos** -ya mencionados en la introducción-:

1º) Contrastar empíricamente las relaciones existentes entre las variables básicas -distribución, inversión y condiciones imperantes en el sector- de las teorías de Kalecki.

2º.- Si sobre aquellas tiene una incidencia decisiva el ciclo económico general.

3º.- Si la transformación de la industria española es coherente y puede explicarse, al menos en parte, por los cambios experimentados en la distribución funcional del producto".

Cada una de las preguntas formuladas será respondida en los apartados que siguen. Además, en último lugar, se harán algunas consideraciones de carácter metodológico.

#### **5.1. Relaciones de la Teoría de Kalecki.**

Los resultados alcanzados son compatibles, en la mayoría de las ocasiones, con las relaciones fundamentales postuladas por Kalecki. Esta conclusión se obtiene tras considerar que:

1) Los quince modelos analizados demuestran [signos de los

coeficientes de las variables explicadas por el factor distribución sectorial] que la distribución del valor añadido es menos favorable a los sueldos y salarios cuanto mayores son los márgenes y la relación de costes variables -materias primas y energía sobre personal-. Que es lo mismo que aparecía en la ecuación (1.10.) del capítulo I

$$t_j = W_j/VA_j = \frac{1}{\{(q_j - 1) (s_j + 1) + 1\}} \quad (1.10)$$

donde  $t_j$  es el tanto por uno del valor añadido que se dedica a retribuir el trabajo  $[W_j/VA_j]$  en el sector  $j$ ,  $q_j$  el margen y  $s_j$  el cociente entre el coste de las materias primas y los costes salariales  $[M_j/W_j]$ .

2) No han podido estudiarse suficientemente las causas de las variables distributivas [concentración industrial, publicidad, gastos generales e influencia sindical], que en la teoría quedaban recogidas en el *grado de monopolio* [ $\xi$ ]. Pero, sí se ha podido verificar [signos de los coeficientes de las variables ligadas al factor de estructura sectorial] que mayores gastos publicitarios y más reducida presencia de trabajadores de producción en el total de ocupados -y, posiblemente, menor presencia sindical- aumentan los márgenes y, por tanto, la proporción de valor añadido que va a beneficios [a través de la correlación de los factores de estructura y distribución sectorial y los coeficientes de ajuste de las variables DISTRI y MARGEN] que era lo que se planteaba en la teoría -véanse pág.

3) También se ha observado que una distribución más favorable a los beneficios supone que se dedica una menor proporción de los mismos a la inversión [signo negativo del coeficiente que liga el factor decisiones de inversión con el factor distribución sectorial]. La Teoría señala que el vínculo entre las decisiones de inversión en  $t$  [ $D_t$ ] y los beneficios [ $B_t$ ] queda recogido en la ecuación

$$D_t = a_0 + a_1 S_t + a_2 \frac{\delta B_t}{\delta t} - a_3 \frac{\delta K_t}{\delta t} \quad (1.29.)$$

donde  $S_t$  es el ahorro y  $K_t$  el volumen de capital.

Como explica Trigg (1994), (1.29.) proporciona la base para explicar las oscilaciones del ciclo económico, y se interpreta como que la inversión es función de la tasa de ganancia. Por lo tanto, para que sea compatible que los sectores que obtienen más beneficios sean los que menos invierten -en términos relativos- con lo puesto de manifiesto por la ecuación, ha de cumplirse que esos mismos sectores tengan una menor tasa de ganancia -mayor stock de capital-.

Después de comprobar que se han cumplido la mayoría de los **elementos teóricos**, es conveniente poner de manifiesto aquellos **que no han sido refrendados por la evidencia empírica** y **algunos** que han aparecido **nuevos**:

1) Dentro de las causas de las variables distributivas [concentración industrial, publicidad, gastos generales e influencia sindical] estaban los gastos en servicios, dado que son una parte importante de los generales. Los resultados muestran que menores gastos de este tipo, se relacionan con márgenes y distribuciones más elevados [signo positivo del coeficiente de asociación entre COSER y el factor de estructura sectorial; correlación negativa de los factores de estructura y distribución sectoriales y los coeficientes positivos de las variables DISTRI y MARGEN]. Esto contradice lo defendido por Kalecki -véase pág. 32-, quizá porque el sector industrial, al estar abierto a la competencia exterior, no puede trasladar los aumentos de los gastos generales a los márgenes para mantener los beneficios, ni siquiera en la fase del ciclo de menor actividad.

2) Las variaciones positivas en la actividad económica sectorial, recogidas en la variable que mide los cambios de la productividad aparente, queda, en la mayoría de las ocasiones, vinculada a márgenes más elevados. Ésto parece dar la razón a Harrod y quitársela a Kalecki. Además, observando la evolución del valor medio de la variable MARGEN -véase Apéndice II- en los sectores industriales, a lo largo del período de análisis, se consta algo parecido: progresivo aumento desde un mínimo de 1,29 en 1982 -continuación de la crisis de los setenta- hasta un máximo de 1,41 en 1990 -comienzo de la desaceleración tras varios años de fuerte crecimiento- momento en que vuelve a reducirse.



3) Como muestran los cuatro modelos de estructuras de covarianza, las peculiaridades sectoriales -gastos en servicios y publicitarios e importancia de los trabajadores manuales en el empleo- determinan positivamente las decisiones de inversión. **Conexión que no había sido contemplada por la Teoría.**

## **5.2. Comportamiento de los sectores industriales entre 1982 y 1992.**

**Los resultados también permiten responder a las otras dos cuestiones planteadas: relación con el ciclo económico y evolución de la industria. Como puede comprobarse en:**

1) El comportamiento marcadamente cíclico de la industria española, se pone de manifiesto en los cambios sufridos por los valores de los parámetros de los once modelos anuales. Esto refuerza la idea de que los elementos modelizados tienen una fuerte relación con el ciclo general -segundo objetivo-. Esto se puede comprobar en:

a) La correlación negativa entre F1 -peculiaridades sectoriales- y F2 -variables distributivas- aumenta con el nivel de actividad económica.

b) El coeficiente de ajuste de PUBPV -gasto publicitario sobre ventas- con F1, se reduce en los años de mayor crecimiento del consumo privado e, incluso, desaparece del modelo en 1987 y 1988 -años en que la demanda registra las mayores tasas de

recimientc

c) La carga factorial de TINV -tasa de inversión- con F3, aumenta mucho de valor -positivo- cuando se produce una inflexión brusca en la formación bruta de capital fijo -1984 y 1990-. Sin embargo, en los años de continuo aumento de dicha macromagnitud -1985 y 1986- o reducción -1991-, cae. Por último, es prácticamente cero cuando no se producen grandes cambios de tendencia -1982, 1983, 1987, 1988, 1989 y 1992-.

d) La correlación entre F1 -peculiaridades sectoriales- y F2 inversión- se modifica en el mismo sentido que los cambios en las tasas de la formación bruta de capital fijo -el coeficiente de correlación entre dicho parámetro y las diferencias en las tasas de FBCF agregada es  $>0,7$ -.

2) La industria pierde importancia relativa en el período -según muestran los datos de producción y empleo- a favor del sector servicios. En ésta evolución ha tenido un papel decisivo el comportamiento diferencial de los precios, en un contexto en que los sectores industriales están sometidos a una dura competencia exterior que frena las subidas elevadas de precios y, en cambio, los servicios gozan de un estatus de protección que facilita mayores aumentos.

Si a lo anterior se añade que, las empresas industriales, siguen la política de segregación de las unidades operativas especializadas en suministrar servicios, se entenderá

por qué las variables PUBPV y COSER ganan influencia a lo largo del tiempo en la distribución funcional del producto; ya sea a través de una mayor asociación de F1 con F2, ya sea por unas correlaciones más elevadas en algunos términos de error -sobre todo entre MARGEN y COSER-.

3) También se registran algunas modificaciones significativas en los valores de los parámetros en los modelos de medida, que se a circunstancias diferentes a las cíclicas:

a) La correlación entre los factores F2 -distribución- y F3 -inversión- permanece bastante estable en todo el período  $[-0,3]$ , salvo en 1986 -año de ingreso en la CE- que se aproxima a cero. Esto es debido -véase pág. 242- a que, ante las nuevas expectativas y condiciones de los mercados, sin olvidar el aumento de la inversión extranjera, las empresas industriales abordan ambiciosos proyectos de modernización productiva independientemente de las condiciones sectoriales -distribución, productividad y estructura de costes-.

b) Según se moderniza la economía la variable OBROC -porcentaje de obreros sobre ocupados- pierde importancia, con leves oscilaciones. Ésto se produce hasta 1989 en que comienza a recuperar su importancia, justo el año siguiente a la huelga general -diciembre de 1988-.

4) Examinando la evolución de los valores medios de la variable DISTRI -excedentes brutos sobre costes de personal- se observa

un continuo aumento de los mismos, desde un mínimo de 0,86 en 1982 a un máximo de 1,17 en 1988 -huelga general-, momento en que se produce una inflexión reduciéndose hasta alcanzar un registro de 0,91 en 1992 -el coeficiente de correlación entre el valor medio de dicha variable y las tasas de variación del PIB en pesetas de 1986 es = 0,83-.

5) Observando los valores medios de CONCO -consumos intermedios de materias primas y energía sobre costes de personal- se constata un progresivo aumento entre 1982 y 1985, invirtiéndose la tendencia en 1986 -el mínimo de los once años se alcanza en 1992 con un registro de 2,92-. Ésto refleja, al menos en parte, el cambio tecnológico experimentado en la industria después del ingreso en la CE, donde por ejemplo se ha implantado maquinaria ahorradora de energía -la factura energética ha pasado de suponer en 1982 casi el 5% de la producción bruta, en pesetas de 1990, a poco más del 3% en 1992-.

### **5.3. Consideraciones metodológicas.**

1) Sobre **los datos utilizados**, que se obtuvieron fundamentalmente de la Encuesta Industrial y la Contabilidad Nacional, recordar que la **unidad básica** de los mismos es **el establecimiento industrial y no la empresa**. Ésto puede proporcionar algunas disfunciones -que se mitigan al operarse a escala sectorial- entre el modelo teórico analizado -que se refiere a empresas- y los resultados empíricos. De hecho esta circunstancia ha impedido la elaboración una medida adecuada de concentración.

- 2) Los **modelos causales** han demostrado ser una buena herramienta analítica para contrastar teorías en el campo de la Economía.
- 3) Los resultados obtenidos en los modelos de medida y estructuras de covarianza **no son contradictorios con los alcanzados en el análisis de correlación canónica**. De hecho, hay una correspondencia bastante estrecha entre las correlaciones del primer par de variables canónicas y los parámetros que ligan los factores y los términos de error -variables latentes- y el segundo par y los coeficientes de ajuste de las variables observables.
- 4) Como se demostró al final del Capítulo II, el modelo de estructuras de covarianza EQS de Bentler, es un caso particular del modelo LISREL de Jöreskog y Sörbom.

Por último señalar que este trabajo de investigación tendrá continuación con las nuevas estadísticas industriales del Instituto Nacional de Estadística -Encuesta Industrial de Empresas y Encuesta Industrial de Productos- y las fuentes de origen tributario del Instituto de Estudios Fiscales -Las Empresas Españolas y Las Cuentas de las Sociedades-, dado que permiten ampliar los modelos causales -trabajar con más variables observables- y seguir estudiando la evolución de la industria española.

## **APÉNDICES**

## **APÉNDICE I**

### **BASE DE DATOS**

"la carencia de series largas de datos fiables constituye posiblemente el obstáculo más importante para la investigación en economía aplicada en nuestro país. Como es bien sabido, ni si quiera las series de Cuentas Nacionales están exentas de problemas derivados de los cambios de base, clasificaciones funcionales y sectoriales, criterios metodológicos, etc. si se contempla un período de veinte años, que no parece excesivo para realizar estudios de solvencia. A medida que desciende el grado de generalidad de la información estadística, el problema se agudiza: encuestas que aportan información relevante dejan de confeccionarse al cabo de tres años y su ejecución transfiere a otro organismo que no continúa la serie, sino que lleva a cabo otra investigación estadística distinta, cuyos resultados no permiten enlazar con la anterior"

(J. Segura et.al., 1989, p. 7)

#### **A1.0. Introducción.**

En este apéndice se hace un **descripción detallada de los datos y variables iniciales empleadas en este proyecto de investigación. La antigua Encuesta Industrial<sup>269</sup>(EI) es el cuerpo central de la base, dado que ha sido elaborada periódicamente -desde 1978 a 1992- incluyendo todos los años necesarios en el análisis-1982 a 1992-. Esta fuente es una**

---

<sup>269</sup> En los últimos años se están modernizando las estadísticas industriales elaboradas por el INE, para convertirlas en un "sistema integrado" (vid. P. Revilla, 1994) que cumpla la normativa de la UE. Estas se basan en dos encuestas: la "Encuesta Industrial de Empresas" y la "Encuesta Industrial de Productos", que desde 1993 han sustituido a la anterior.

"investigación de carácter estructural y diferenciada por actividades, que ocupa un lugar singular en el panorama de las estadísticas económicas en España, por el volumen, tipo y detalle de la información que recoge. En particular, debe recalcar que la EI ha venido siendo la única investigación de este tipo que recoge con detalle y anualmente las estructuras de costes de las diferentes unidades productoras (en especial lo referente a los consumos intermedios), aspecto esencial para el análisis de la actividad industrial"<sup>270</sup>. Es quizá este momento, en que ha dejado de elaborarse, el más idóneo para su uso: se cuenta con el máximo posible de información y se tiene la perspectiva de lo que las nuevas estadísticas industriales aportarán para la continuación de este trabajo.

También se han empleado **fuentes estadísticas complementarias** a la publicación anual de la EI: la información suministrada directamente por el INE sobre la EI y los Índices de Precios Industriales base 1990 (IPRI90), la Contabilidad Nacional, las diferentes publicaciones del -entonces- Ministerio de Industria y Energía (MINER), así como algunas estimaciones propias y ajenas para resolver los problemas de ausencia de datos.

### **A1.1. Fuentes utilizadas**

Como se señaló en la introducción, la base de datos

---

<sup>270</sup> A. Cañada (1994), páginas 19 y 21.



inicial (BDI) fue elaborada considerando a la **Encuesta Industrial** (EI) como eje central de la misma. De ésta se obtuvo la **información necesaria de tres formas** distintas:

**a) Utilizando la publicación anual del INE de la EI**, que permite la obtención de información para 89 sectores productivos industriales y energéticos (en realidad son 88, dado que los sectores 3 -Hidrocarburos- y 5 -Minerales radiactivos- aparecen como uno solo), entre los años 1978 y 1992, para un gran número de variables que pueden agruparse en 11 epígrafes:

- 1- Número de establecimientos.
- 2- Distribución agrupada en intervalos - según los tamaños de los establecimientos atendiendo a la cantidad de ocupados en los mismos- del número de establecimientos.
- 3- Ocupados, de ellos cuantos son obreros y cuantos varones.
- 4- Horas trabajadas y cuantas de ellas por los obreros.
- 5- Costes de personal, diferenciando los destinados a sueldos y salarios brutos.
- 6- Producción bruta y producción destinada a la venta.
- 7- Total de consumos intermedios y su distribución en materias primas, energía y servicios adquiridos.
- 8- Valor añadido y excedente bruto de

explotación a partir de la información aportada por otras variables (producción bruta, consumos intermedios y costes de personal).

9- Formación bruta de capital fijo.

10- Variación de existencias.

11- Información desagregada, en cantidades y valores, de la energía empleada y los productos fabricados.

b) Haciendo uso de la posibilidad que brinda el INE de obtener "tabulaciones adicionales que precisen (los usuarios), no incluidas en las tablas publicadas, en las condiciones acostumbradas y sin más limitaciones que la necesidad de respetar el secreto estadístico", **se solicitó a la Subdirección General de Estadísticas Industriales y Agrarias, información** sobre las variables:

-Propaganda, publicidad y estudios de mercado (G.-Gastos Diversos, código 34).

-Sueldos y salarios brutos en dinero y en especie de empleados y subalternos (B.- Costes de Personal, código 38).

-Sueldos y salarios brutos en dinero y en especie de trabajadores de producción (B.- Costes de Personal, código 39).

-Para los diferentes tamaños de establecimientos (según la media de personas

ocupadas en el año), su número y producción  
bruta.

c) Dado que la información suministrada por la EI no era completa en variables cruciales -sueldos y salarios y formación bruta de capital fijo-, se optó por la realización de estimaciones en los sectores y años en que era necesario y posible. Para lo cual se utilizó la metodología empleada por Julio Segura et.al. (1989) y Susana García et.al. (1994) y, en algunos casos, se cruzó la información de la publicación de la EI y la ofrecida por la Subdirección General de Estadísticas Industriales y Agrarias, más detallada en cuanto a las variables pero menos en cuanto a los sectores -sólo se incluye la relativa a los establecimientos que responden el cuestionario-.

Para hacerse una idea precisa de las fuentes descritas y de su importancia relativa, véase el Cuadro A1.1. donde se recogen las variables según su procedencia. Como puede observarse la publicación anual ha sido fundamental, aportando 16 de las 23 variables -casi el 70% de las mismas- de gran relevancia cualitativa.

Otra elemento fundamental en la elaboración BDI ha sido la selección de deflatores. Cuando se trabaja con ellos lo apropiado es que tengan el mismo período base y que haya uno para cada variable al nivel de desagregación requerido. Sin embargo la realidad dista mucho de esto. Tan solo se tiene una situación próxima en la producción sectorial, que dispone de los IPRI90.

**CUADRO A1.1.  
Variables de la BDI según fuente de procedencia.**

Publicación de la Ei		Cedidas por el INE	Estimadas		
OCUPA	ocupados	ESTAB	n° establecimientos	REMEMP	sueldos brutos
OBRER	obreros	PUBLI	gasto publicidad	REMOBR	salarios brutos
HORTR	horas trabajadas	WEMPLE	sueldos brutos		
HOROB	horas trab. obreros	WOBRER	salarios brutos		
COSPE	costes de personal	PRBRT	producción brut.		
MASAL	sueldos y salarios				
PRBRU	producción bruta				
PRVEN	producción venta				
CONIN	consumos intermedios				
MATER	c.i. materias primas				
ENERG	c.i. energía				
SERVI	c.i. servicios				
FBKFJ	formación bruta cp.fj.				
VAREX	var. de existencias				
VALORA	valor añadido				
EXCBRU	excedente bruto exp.				

Fuente: elaboración propia

El **Índice de Precios Industriales** permite, dado su nivel de desagregación -mayor que la EI-, y una vez conocidas las ponderaciones de cada una de sus rúbricas y equivalencias entre los sectores de la EI y la CNAE-74, emplear los IPRIIs adecuados en la mayoría de las ramas. Sin embargo hay algunas para las que el INE no da información suficiente para su estimación:

Material fotográfico sensible (29); Fundiciones metálicas (31); Forja y otros tratamientos de metales (32); Talleres mecánicos (35); Construcción naval (42); Material ferroviario (43); Aeronaves (44); Material de transporte diverso (45); Vino (60);

Sidrería (61); Confección a medida (73); Peletería (74); Junco, caña, cestería, brochas y cepillos (78); Transformación papel y cartón (81); Instrumentos de música (86); Laboratorios fotográficos cinematográficos (87); Juegos y juguetes (88) y Manufacturas diversas (89).

La solución que se adopta en los 18 casos mencionados, es tomar como IPRI la **media ponderada de los índices de sectores afines**<sup>271</sup> y, cuando no es posible, el IPRI general de los sectores industriales -excluida la energía-.

El IPRI correspondiente al código 1 de CNAE-74 (**Energía y Agua**) es seleccionado como deflactor de la variable energía (ENERG). Para el resto de las variables no hay tanta fortuna, sólo se tienen algunos **deflactores agregados de la Contabilidad Nacional de España base 1986** (véase INE 1992), que son los de **formación bruta de capital fijo y servicios destinados a la venta** que pueden ser utilizados en las magnitudes económicas FBKFJ, SERVI y PUBLI -véase Cuadro A1.1.- pero haciendo 1990=100. En las variables que faltan -COSPE, MASAL, MATPRI, EXCBRU, WOBRE, WEMPL y VALORA- se pueden emplear los IPRI90 sectoriales con las matizaciones hechas con anterioridad.

---

<sup>271</sup> Así por ejemplo, para el sector 60 (Vino) se tomó la media ponderada de los sectores 58 (Alcoholes), 59 (Licores) y 62 (Cerveza).

## A1.2. Diseño de la BDI: período temporal y variables

Después de explicar la procedencia de la información utilizada es necesario definir el **período temporal** de análisis y el **conjunto de variables iniciales**, que son la base de las descritas en el Capítulo III -apartado 3.5. página 163-. Respecto al primer elemento se escoge el intervalo que va de **1981 a 1992**, eligiéndose el año final del mismo por ser el último en que aparece la antigua EI. En cambio en la fijación del inicial se tienen en cuenta tres consideraciones:

1ª) 1981 es el primer año -desde que se inicia la EI- en que hay información casi completa para algunas de las variables más relevantes -formación bruta de capital fijo y sueldos y salarios- de los sectores que eran investigados, total o parcialmente, por organismos diferentes al INE: -antiguo- Ministerio de Industria y Energía, Ministerio de Agricultura, Pesca y Alimentación y Ministerio de Obras Públicas -en la actualidad de Fomento-, que eran los que tradicionalmente tenían ausencias importantes.

2ª) Es de interés empezar a estudiar la evolución industrial desde el inicio del primer gobierno socialista -1983-<sup>272</sup> y, dado que hay variables que son tasas de variación, es necesario comenzar uno o dos

---

<sup>272</sup> El triunfo electoral del PSOE se produce en octubre de 1982, fecha que marca el punto final de la transición política.

años antes.

3ª) Dado que en la Teoría de Kalecki aparece el ciclo económico como elemento esencial -incluso en la parte estática de la misma-, parece necesario estudiar un período que abarque todas las fases de uno. Como se pudo observar en el Gráfico 4.1.1. de la página 199 - que recoge la evolución de la tasa de variación del PIB a precios de 1986- en 1981 se alcanza un mínimo cíclico  $[-0,2\%]$ . A partir de ese momento comienza una fase de progresiva recuperación económica que culmina en el bienio 1987-88, después un progresivo declinar hasta la recesión de 1993.

Respecto a las **variables incluidas inicialmente** se utiliza un criterio amplio de selección: se introduce en la base el máximo número de ellas -incluso algunas que con posterioridad no serán empleadas en el análisis-, que son comunes a todos los sectores de la EI. Las veinticuatro variables elegidas, con su correspondiente denominación y particularidades -fuente de la que provienen, si se derivan de otras variables...-, son las siguientes:

**SECTOR**      Sector de la EI.

**ESTAB**      Número de establecimientos que han contestado el cuestionario, para cada una de las cinco categorías de establecimientos:

< 20 ocupados

20-40 ocupados

50-99 ocupados

100-499 ocupados

≥ 500 ocupados

Proporcionado directamente por el INE para poder realizar alguna medida de concentración.

**OCUPA**      Número de personas ocupadas. Este dato corresponde al promedio de los ocupados en cuatro fechas del período en el que se realiza la encuesta: 31 de marzo, 30 de junio, 31 de octubre y 31 de diciembre. Da igual el tipo de contrato que tengan, si cobran por su tarea o no, si trabajan en el propio establecimiento o fuera del mismo, si están de baja o en activo. No se incluyen: los que trabajan a domicilio, los que están en excedencia, los que realizan alguna labor en el establecimiento a cuenta de otra empresa y los directivos que sólo cobren por asistir a los consejos de administración.

**OBRER**      Número de obreros. Son aquellos ocupados que realizan tareas asociadas directamente con la producción, percibiendo por ello un salario.



**HORTR** Miles de horas que están en el lugar de trabajo las personas ocupadas en el establecimiento, sean horas normales (extraordinarias).

**HOROB** Miles de horas trabajadas por los obreros

**COSPE** Costes de personal en millones de pts.. Es toda la remuneración del trabajo: sueldos y salarios brutos, pagos a los trabajadores a domicilio, cargas sociales a cargo de la empresa y demás prestaciones a favor de sus empleados (instalaciones deportivas, culturales, residencias, supermercados especiales, subvenciones a comedores, guarderías, residencias...). No se incluyen los gastos de formación, médicos, mejoras de las instalaciones, transporte de empresa, ni los gastos corrientes de las instalaciones sociales.

**MASAL** Sueldos y salarios en millones de pts. Remuneración bruta (antes de aplicar las retenciones del impuesto de la renta de las personas físicas y deducciones de la Seguridad Social) total, en dinero o en especie (valoradas según coste neto para la empresa) de obreros, empleados y

subalternos. No se incluyen los gastos de viaje y dietas, los gastos por cambio de domicilio de los asalariados, y, en general, todo gasto en servicios o instalaciones de carácter extralaboral organizado por la empresa. *Es lo que en el Capítulo I (Teoría de Kalecki) aparece con la letra W.*

**WEMPLE** Valor -parcial- de los sueldos brutos en dinero y especie, en miles de pesetas, de los empleados y subalternos. Elaborado a partir de la información suministrada por el INE que es incompleta, para cada uno de los sectores en que se tenía información. Con posterioridad es necesario estimar el valor para el total sectorial.

**REMEMP** Remuneración bruta sectorial estimada de los empleados. Para hallarla, en primer lugar se calcula el porcentaje de la remuneración del trabajo que va a parar a los empleados - cociente entre el total de sueldos y la suma de sueldos y salarios =  $WEMPLE / (WEMPLE + WOBRER)$  - denominándose WEMPOR. A continuación se multiplica éste por los costes de personal de la publicación anual de la EI ( $=COSPE*WEMPOR$ ), obteniéndose REMEMP.

*En el Capítulo I se ve que son parte de los costes fijos -o gastos generales- sectoriales  $C_{fj}$ .*

**WOBRER** Valor -parcial- de los salarios brutos en dinero y en especie de los trabajadores de producción, en miles de pesetas corrientes. Es necesario -como en el caso de WEMPL- estimar el total sectorial.

**REMOBR** Remuneración sectorial estimada de los obreros. Para ello se tiene que calcular - como en REMEMP- en primer lugar, el porcentaje de la remuneración de los obreros -WOBPOR-, que es el cociente entre el total de salarios y la suma de sueldos y salarios [=WOBRER/(WEMPL+WOBRER)]. En segundo lugar, el tanto por uno determinado en el primer paso, multiplicado por los costes de personal (=COSPE\*WOBPOR), obteniéndose la estimación.

*Es parte de los costes directos de producción -costes variables- sectoriales, y está dentro de lo designado  $W_j$  en el Capítulo I.*

**PRBRU** Valor a precios de productor -se añaden las

subvenciones a la explotación recibidas de la Administración y no se considera el IVA y otros impuestos indirectos- de la producción bruta, en millones de pts.. Se incluyen en esta rúbrica: los bienes y servicios para la venta, también los realizados para otras empresas, la reventa de mercancías sin transformar, el alquiler de bienes de producción, la asistencia técnica, los productos en curso de fabricación, la producción de bienes de capital para uso propio y las autorreparaciones de capital.

**PRBRT** Valor a precios de productor de la producción bruta de los establecimientos que contestaron la EI en miles de pesetas corrientes. Es proporcionado por la Subdirección General de Estadísticas Industriales y Agrarias para cinco clases de establecimientos:

- < 20 ocupados
- 20-40 ocupados
- 50-99 ocupados
- 100-499 ocupados
- ≥ 500 ocupados

Lógicamente se cumple que  $PRBRT \leq PRBRU$ .

**PRVEN** Valor a precios medios de compra a pie de fábrica -no se consignan los impuestos indirectos-, de la producción de bienes y servicios destinados a la venta, en millones de pts., realizados durante el año, se hayan vendido o no -variaciones de las existencias-. No se incluyen los productos y trabajos en curso de fabricación ni los reempleos.

*Es una aproximación -dado que no se debe considerar lo no vendido e incluirse otro tipo de ingresos, como los financieros- a los ingresos monetarios totales  $Y_{mj}$  de la teoría de Kalecki.*

**CONIN** Valor a precios de adquisición de compra -sin el IVA facturado por los proveedores y con los impuestos indirectos pagados, márgenes comerciales, embalajes y transportes- de los consumos intermedios, en millones de pts., que se reparten en tres partidas: materias primas; energía; y servicios adquiridos. Es, por tanto, el total de inputs materiales excluyendo los de capital fijo.

*Es una rubrica mayor que la llamada  $M_j$ ,*

*dado que Kalecki no consideraba los servicios adquiridos como integrantes de los costes variables.*

**MATER** Valor de los consumos intermedios de materias primas y otros materiales, en millones de pts. Se consideran parte de la misma, todos los materiales incorporados o empleados en los productos fabricados, o en curso de ello, en el año, hayan sido comprados en ese u otro; los reemplazos y reparaciones de capital y los envases y embalajes. No se incluyen los productos intermedios fabricados y consumidos por el establecimiento.

*Son parte de los costes directos de producción, o costes variables, sectoriales, y están dentro de  $M_j$ .*

**ENERG** Valor de la electricidad, los combustibles y carburantes, en millones de pts, consumidos como fuente energética en el proceso productivo y en el transporte propio del establecimiento durante el año.

*Al igual que MATER, es parte de los costes directos de producción sectorial, de*

modo que  $ENERG+MATER=M_j$ .

**SERVI** Valor de los servicios adquiridos a terceros, tanto de carácter industrial -contratas, comisiones, reparación y mantenimiento corriente, asistencia técnica, instalación, investigación- como no industrial -alquileres de bienes de capital, publicidad y propaganda, estudios de mercado, asistencia de profesionales, comunicaciones, primas de seguros no sociales, algunos gastos bancarios...-. No se consideran dentro de este apartado las reventas, amortizaciones y los gastos de financiación.

*Estos servicios adquiridos se pueden considerar parte de los gastos generales  $C_{fj}$ .*

**PUBLI** Valor de la propaganda, publicidad y estudios de mercado, en miles de pesetas corrientes. Estos gastos están integrados en la variable anterior -SERVI-, y son conocidos por la información adicional proporcionada por el INE -que se basa en los datos de los establecimientos que contestan el cuestionario-. Es necesario una estimación posterior.

**FBKFJ**

Formación bruta de capital fijo, en millones de pts.. Es el valor de las adquisiciones de bienes de capital -aquellos destinados a ser utilizados en el proceso productivo y cuya vida útil es superior al año-, grandes reparaciones y mejoras de bienes de este tipo, realizadas por la misma empresa u otra, menos las enajenaciones o cesiones de capital.

Conviene hacer algunas consideraciones sobre esta variable. Como señala S.García (1994, p.222) las series de la misma mostradas por la EI adolecen de dos problemas. En primer lugar, no se incluye la inversión en plantas de nueva creación. Esto lleva a suponer que **el dato de FBKFJ de la EI subestima el volumen de inversión**. En segundo lugar, la EI no proporciona datos de inversión para algunos de los sectores que son investigados por otras instituciones diferentes del INE, sobre todo en los primeros años de la década de los ochenta<sup>273</sup>. Así mismo, recuérdese que la FBKFJ no es exactamente la inversión, debe incluirse además, la variación de

---

<sup>273</sup> Sobre los problemas de las series de FBKFJ y la forma de resolverlos, véase el trabajo de Joaquín Gómez Villegas (1988).



existencias (VAREX) y la producción de bienes de capital para ser utilizados por la propia empresa.

*Sin embargo, a pesar de todos los problemas se considera una aproximación fiable del volumen de inversión -que es el centro de todo el sistema kaleckiano-, a escala sectorial. La importancia de esta variable como motor del crecimiento económico ha sido puesta de manifiesto por casi todas las corrientes de pensamiento económico, además de ser una magnitud que tiene gran influencia sobre otras que son consideradas cruciales: volumen de producción, empleo, productividad...*

**VAREX** Variación total de existencias en millones de pts.. Es la diferencia de valor entre todas ellas al principio y al final del año. Podría servir para el calculo más exacto de los ingresos del sector, si se restara a la producción destinada a la venta. Pero no es posible, dado que no puede saberse la parte de VAREX que es producción no vendida en el período, y la que es debida a la compra de otros artículos -materias primas- o al simple cambio de valor de los de años anteriores.

Hay modelos que consideran la variación de existencias como una variable explicativa relevante, baste recordar el modelo de ciclo de existencias de L.A. Metzler. Estos consideran diferentes esquemas de formación de expectativas sobre las ventas y cómo se determina el nivel deseado de existencias. *En cambio, Kalecki considera la variación de existencias desde otro punto de vista. "Puede muy bien suponerse que la tasa de variación del volumen de existencias está más o menos proporcionada a la tasa de variación de la producción o al volumen de ventas. No obstante, las investigaciones empíricas de las variaciones de existencias muestran que también en este caso puede distinguirse un rezago significativo entre la causa y el efecto" (1973/54, p.107). Por lo tanto, la tasa de inversión en existencias, que es parte de la inversión total (recordar que en Contabilidad Nacional la formación bruta de capital se descompone en FBKFJ y VAREX), es una función de la tasa de variación de la producción con cierto retardo temporal.*

**VALORA** Valor añadido al coste de los factores en

millones de pesetas. Es el resultado de restar a la producción bruta los consumos intermedios ( $=PRBRU-CONIN$ ). Se utiliza para determinar las participaciones de los salarios y los beneficios -denominada  $VA_j$  en el Capítulo I- y para el cálculo de la productividad.

**EXCBRU** Excedente bruto de explotación en millones de pesetas. Es el valor añadido menos los costes de personal ( $=PRBRU-CONIN-COSPE$ ). Por tanto, tiene una consideración meramente residual y recoge todas las rentas de la propiedad y de la empresa generadas en el proceso de productivo. Incluye intereses, beneficios distribuidos, ahorro de las empresas, rentas de la propiedad inmobiliaria y otras, así como los impuestos de sociedades y patrimonio y las subvenciones de explotación. Es uno de los dos elementos constitutivos de la llamada distribución primaria de la renta -el otro son los costes de personal- a diferencia de la secundaria que toma en consideración las transferencias de renta, y es una aproximación aceptable a los beneficios brutos  $B_j$  del modelo de Kalecki.

<b>IPRI</b>	Índice de precios industriales base 1990 para los 81 sectores estudiados.
<b>DFBKF</b>	Deflactor de la formación bruta de capital fijo de Contabilidad Nacional base 1986. Posteriormente se hace 1990=100.
<b>DENERG</b>	IPRI de Energía y Agua (CNAE código 1) base 1990.
<b>DSERVI</b>	Deflactor de los Servicios Destinados a la Venta de la Contabilidad Nacional base 1986. Luego se hace un cambio para conseguir que la base sea 1990.

### **A1.3. Estimación de valores ausentes.**

Como se ha mencionado, al elaborar la BDI se detectan ausencias relevantes de información, inicialmente en la publicación anual de la EI y, después, en los datos suministrados directamente por la Subdirección General de Estadísticas Industriales y Agrarias. Empezando por la primera fuente, las carencias se circunscriben a los sectores que no son investigados directamente por el INE y, sobre todo, en los tres primeros años del período de estudio. Así mismo, salvo excepciones, falta la referida a: sueldos y salarios brutos (MASAL), producción destinada a la venta (PRVEN), formación bruta de capital fijo (FBKFJ) y variación de existencias (VAREX). Todo ello queda

recogido sintéticamente en el cuadro A1.2..

**CUADRO A1.2.**  
**Datos ausentes en las series empleadas**  
**de la publicación anual de la Encuesta Industrial**

Año	Sueldos y salarios SECTORES	Producción venta SECTORES	Formación bruta c.f. SECTORES	Variación existenc. SECTORES
1981	1 2 3 4 6 7 9 12 42 43	42	1 2 3 4 7 9 12 43	1 2 3 4 6 7 9 12 14 43
1982		42	1 2 3 4 7 9 12 43	1 2 3 4 6 7 9 12 14 43
1983		42	2 7 43	2 6 7 14 43
1984		42	2	2
1985		42	2	2
1986				2
1987				2
1988				2
1989				
1990				
1991				
1992			60	1 2 3 6 9 12

Fuente: Elaboración a partir de las publicaciones anuales de la EI

Como se observa, la falta de información es bastante dispar en el tiempo y en los sectores para las cuatro variables mencionadas. Para una o varias de ellas, faltan los datos de alguno/s de los sectores siguientes: todos los energéticos (sectores 1 al 7), menos el referido al "Agua" (sector 8);

"Minerales metálicos" (sector 9); "Minerales no metálicos y canteras" (sector 12); "Cementos, cales y yesos" (sector 14); "Construcción naval" (sector 42) y "Material ferroviario" (sector 43). Sectores de la EI que, como se señaló, o no son investigados directamente por el I.N.E., sino que lo son por otro organismo oficial (Ministerio de Industria o Ministerio de Agricultura Pesca y Alimentación o Ministerio de Obras Públicas y Urbanismo), o son estudiados conjuntamente por el I.N.E. y otra institución.

Para **resolver este problema de ausencia de datos**, se suelen adoptar tres tipos de soluciones. La primera de ellas, que puede denominarse **solución supresora**, consiste en descartar algunas de las observaciones de la base de datos con objeto de homogeneizar la información: eliminar las cuatro variables, entre las cuales se encuentran algunas esenciales -inversión y salarios-; o, alternativamente, suprimir los sectores afectados, entre los que se encuentran algunos importantes en la explicación de la evolución industrial del período -Construcción naval-; o borrar los años afectados, que viene a suponer la eliminación de un tercio de las observaciones. Este tipo de soluciones implican la pérdida de información adicional, llevando a limitar el análisis a menos sectores, variables o años.

La **segunda solución**, que puede llamarse estimativa, consiste en **estimar los valores ausentes** a partir de fuentes estadísticas alternativas -como la Estadística Minera de España o los Informes del MINER-, aplicando alguna regla de proporcionalidad entre las variables o algún tipo de ajuste. La

solución estimativa, a priori, es la más plausible; pero no siempre se encuentra información adicional, se observa una constancia temporal en la proporción entre dos variables supuestamente afines que permita realizar extrapolaciones, ni es posible realizar un ajuste -por carecer de grados de libertad suficientes u otra circunstancia-.

La última alternativa, denominada aquí pragmática, hace caso omiso de la ausencia de información y opta por ir tratando los datos ausentes en cada técnica estadística. Según el tipo de análisis que se desee realizar, en unos casos se eliminan sectores enteros para grupos de variables (por ejemplo, si se estudian las correlaciones entre dos variables se pueden eliminar los casos que impliquen alguna/s observación/es ausente/s), o a la sustitución por el valor medio de la variable (por ejemplo, en un análisis de componentes principales), o cualquier solución que proporcione el paquete estadístico utilizado -SPSS, BMDP, SYSTAT...-. En cualquier caso, en mayor o menor grado, se introduce una distorsión del análisis.

En la solución de los problemas de ausencia de datos se decide adoptar una solución ecléctica: supresora-estimativa-pragmática. En primer lugar se eliminan, por razones metodológicas y tras hacer un análisis previo -ANOVA para la razón entre la producción bruta y el número de ocupados-, los sectores 1 al 8 de la EI que se refieren al agua y energía.

a razón metodológica, que explica el porqué la mayor

parte de las variables tienen un comportamiento atípico en estos sectores es que no son sectores puramente industriales. Están caracterizados por tener muy pocas empresas que funcionan en condiciones de monopolio u oligopolio<sup>274</sup> -concesión administrativa o similar-, con pocos ocupados y, en general, elevadísimas producciones brutas. Por tanto, suponen una distorsión en los valores medios de las variables industriales consideradas, a la vez que en las desviaciones típicas. Esto se puede comprobar mediante un contraste de diferencia de medias - análisis de la varianza para un factor con dos niveles- para los dos grupos de sectores -del 1 al 8 y del 9 al 89- de la variable producción bruta por ocupado, en tres años 1984, 1988 y 1992<sup>275</sup>. Los resultados señalan un rechazo, en los tres casos, de la hipótesis nula -de igualdad de medias-, que suponen una ratificación de la conveniencia de la supresión.

También se aplica la solución supresora a la Variación de Existencias, ausente en los sectores: Minerales metálicos, Minerales no metálicos, Cementos, cales y yesos y Material ferroviario, además de en los energéticos que ya han sido descartados. Hay dos razones que explican esta decisión. La primera, eminentemente práctica, es que no se piensa utilizar la

---

<sup>274</sup> Son sectores con fuerte intervención institucional. Donde es frecuente que la administración fije los precios, dado que, al tener la energía una curva de oferta casi completamente inelástica a corto plazo, si no hubiera dicha intervención, las variaciones de precios serían elevadas como respuesta a la mínima alteración de la demanda, con el consiguiente efecto en cascada sobre costes y precios.

<sup>275</sup> Véase el Apéndice IV, donde aparecen las tres salidas del programa SPSS.



variable este estudio. Además, hay una segunda razón, que ha de aplicarse en los que sí la consideren, y es que, dada la escasa correlación lineal con el resto de las variables -véase el cuadro A1.3. donde aparecen las referidas a 1984, 1986 y 1988-, no se puede realizar un buen ajuste o regla de proporcionalidad para determinar los datos ausentes. Esta baja asociación con el resto de indicadores, tiene mucho que ver con la cantidad de elementos -materiales y de adaptación de expectativas- que intervienen en la misma.

**CUADRO A1.3.**  
**Correlaciones\* entre la variable Variación de Existencias (VAREX) y el resto de las que aparecen en la publicación de la EI.**

VARIABLES	1984	1986	1988
CONIN	0,299	-0,082	0,455
COSPE	0,266	0,045	0,596
FBKFS	0,282	-0,371	0,332
HORTR	0,326	0,197	0,573
MASAL	0,264	0,057	0,598
OBRER	0,286	0,156	0,590
OCUPA	0,265	0,163	0,582
PRBRU	0,312	-0,030	0,494
PRVEN	0,321	-0,031	0,491

Fuente: elaborado con la EI del INE.

\* Se han calculado considerando los 81 sectores industriales.

Para comprobarlo baste traer a colación dos situaciones: los cambios de valor de un año sobre el anterior, pueden implicar que la variación de las existencias no se corresponda con una en el

volumen de mercancías que la componen, sino que tenga que ver con un cambio en los precios relativos de los productos de esta rúbrica -productos terminados, productos y trabajos en curso de fabricación, materias primas, combustibles, mercancías para vender...-; y la alteración de las expectativas sobre precios o abastecimientos de algunos inputs, pueden hacer variar las existencias sin que exista relación alguna con elementos de carácter cíclico general.

En segundo lugar, después de aplicar la solución supresora a los sectores energéticos y a la variable variación de existencias, se tratan de estimar el resto de valores ausentes -solución estimativa-. Inicialmente, con objeto de facilitar los cálculos, se manejan fuentes estadísticas alternativas como la "Estadística Minera de España", el "Informe sobre la Industria Española" y diversas revistas especializadas. En los casos en que estas consultas no ofrecen los frutos apetecidos, se tratan de buscar ciertas constancias entre lagunas variables de la BDI o emplear información adicional de la EI.

Como se ha señalado, se consulta "La Estadística Minera de España", que publica anualmente el Ministerio de Industria -Servicio de Estadística de la Secretaria General Técnica del Ministerio-. Este anuario sigue la normativa de la EI, por lo que es bastante adecuado como base para las estimaciones de los sectores: Minerales metálicos (9) y Minerales no metálicos y canteras (12), que son los que muestran, una vez excluidos los energéticos (sectores 1 al 8), las mayores faltas de información:

para tres variables, en una de ellas -sueldos y salarios- para un año -1981-, en otra -formación bruta de k.f.- para dos -1981 y 82-, y en la tercera variable -variación de existencias- para tres -1981, 82 y 92- que no iba a ser estimada -véase el cuadro A1.2.-. Es decir, faltan doce observaciones de las que hay que estimar el dato de solo seis.

La primera Estadística Minera de España -EMINE- es de 1864 y fue realizada por el Ministerio de Fomento -Dirección General de Agricultura, Industria y Comercio- con datos de 1861. Desde el año 1981, su contenido se estructura en 15 tablas cuyo número ha ido variando ligeramente, pero su contenido ha permanecido bastante estable. Las tablas son temáticas y se dividen en otras individualizadas en las que se condensan numéricamente todos los aspectos de tipo productivo -empleo, valor, costes, usos y destinos-, así como, estructurales de la actividad minera, tanto en su conjunto como por grupos de minerales, o sustancias individuales, y tanto en lo referente al conjunto nacional como a las comunidades autónomas y provincias.

Se consultan los volúmenes de EMINE de los años 1981, 1982 y 1983 -el de 1992 no estaba disponible-, que ofrecen, entre otras, información de inversión, producción vendible y sueldos, en miles pesetas. Con los sueldos se tratan de estimar los sueldos y salarios brutos de 1981 de los sectores 9 y 12; pero se comprueba que el dato de EMINE es igual que el de costes de personal de la EI, con lo que no sirve para el propósito

indicado.

Respecto a las estimaciones de la formación bruta de capital fijo sectorial ( $FBKFS_j$ ) para los años 1981 y 1982, se realizan multiplicando la proporción de la inversión ( $I_j$ ) sobre la producción vendible del sector ( $PV_j$ ) de la EMINE, por la producción destinada a la venta del sector de la EI ( $PRVEN_j$ ):

$$FBKFS_j = (I_j/PV_j) \times PRVEN_j$$

Esto es, se pudieron estimar 4 observaciones (66% de las necesarias).

En cambio, en el resto de valores ausentes el resultado de la indagación en otras publicaciones fue casi totalmente infructuoso. Sólo, en la FBKFJ del sector 43 (Material ferroviario), se hallan las estimaciones de Susana García et al. (1994). Estas se realizan tomando como base la agregación NACE-CLIO R25, en la que aparecen 14 sectores industriales, y los años con información completa para el sector 9 (material de transporte, que es equivalente a la suma de los sectores 41, 42, 43, 44 y 45 de la EI). Se calculan, a continuación, las participaciones de cada uno de los sectores de la EI dentro de su agregado sectorial de NACE-CLIO R25, hallándose la media aritmética de estas participaciones para los años disponibles (1984 a 1989) que se aplica a la estructura porcentual resultante

de los agregados, obteniéndose las estimaciones de los años ausentes. Es decir, se emplea en el cálculo una regla de proporcionalidad.

Para el resto de las variables y sectores ausentes (10), se tienen que buscar algunas relaciones de proporcionalidad con otras variables, en los años con información completa, para realizar su aproximación. Así, para estimar los sueldos y salarios de la EI, y no sólo para los sectores 9 y 12, sino para el 42 (Construcción naval) y 43 (Material ferroviario), se decide estudiar la constancia de la proporción de los sueldos y salarios y los costes de personal, en los cinco años siguientes que sí tienen información -1982 a 1986-.

Se puede observar -cuadro A1.4. de la página siguiente- que este ratio se sitúa entorno a 0,76, señalando una constancia bastante acentuada en el mismo, que es mayor en los dos primeros años. Este comportamiento es lógico porque los costes de personal ( $COSPE_j$ ), además de por sueldos y salarios brutos ( $MASAL_j$ ) y otros gastos de personal, están compuestos por las cargas sociales que tienen un substrato institucional -la seguridad social a cargo de la empresa-. Por lo tanto, se decide aplicar la relación del año 82 entre las dos variables al año anterior, determinándose de este modo los sueldos y salarios ausentes.

$$MASAL_{j81} = (MASAL_{j82}/COSPE_{j82}) \times COSPE_{j81}$$

**CUADRO A1.4.**  
**Evolución de la proporción Sueldos y salarios/Costes**  
**de personal, para los sectores en los que no aparecen**  
**los Sueldos y salarios en 1981, 1982 y 1983.**

SECTOR	1982	1983	1984	1985	1986
9	0,764	0,764	0,724	0,732	0,729
12	0,763	0,763	0,702	0,749	0,753
42	0,765	0,765	0,759	0,754	0,683
43	0,778	0,779	0,700	0,716	0,723

Elaborado a partir de las publicaciones anuales de la EI

Para hallar la producción destinada a la venta ( $PRVEN_j$ ) del sector de Construcción naval (sector 42) en los cinco primeros años de la BDI, se aplica el mismo procedimiento de sueldos y salarios, pero en vez de emplear los costes de personal se utiliza otra variable. Esta se halla determinando el total de los valores de las principales producciones ( $PRINP_{42t}$ ), para todos los años -1981 a 1992-, con la información suministrada por el INE en la publicación anual de la EI. Esta información aparece desagregada para la industria naval en los siguientes tipos de productos: buques de casco de acero; buques y embarcaciones de casco de madera; buques y embarcaciones de plástico y otros materiales; artefactos flotantes; motores, turbinas, y otra maquinaria de propulsión; accesorios; servicios de reparación y mantenimiento y servicios de desguaces -como se puede observar esta relación de productos se refieren a bienes y servicios destinados a la venta-. Tras sumar estos conceptos, se calculan las proporciones entre este agregado y la producción destinada

a la venta -PRVEN-, y el de esta última variable y la producción bruta -PRBRU-, para saber cuál de las dos conceptos es mejor para estimar -véase el cuadro A1.4. de la página siguiente-.

Se puede observar que el cociente PRINCP/PRVEN es el que tiene la media aritmética -92,02- más representativa, porque tiene el coeficiente de variación más pequeño. Por ello se decide emplear la variable PRINP en la estimación de los valores ausentes. Sin embargo, es necesario tomar esta estimación con cierta cautela, baste recordar que 1985 -último año ausente de la serie de producción destinada a la venta del sector 42- es un año inmerso en la llamada "Reconversión Industrial", y el sector

**CUADRO A1.4.**  
**Evolución de diversas proporciones para el sector**  
**de Construcción naval entre los años 1986 y 1992**  
**(porcentajes)**

AÑOS	PRINP/ PRBRU	PRINP/ PRVEN	PRVEN/PRBRU
1986	80,8	93,7	86,2
1987	81,6	90,8	89,9
1988	78,5	94,0	83,5
1989	82,4	90,9	90,7
1990	85,7	93,9	91,3
1991	82,5	89,6	92,1
1992	81,8	91,4	89,5
Coef.Var.	0,025	0,018	0,032

PRINP principales productos fabricados

PRBRU producción bruta

PRVEN producción destinada a la venta

Coef.Var. coeficiente de variación de Pearson

Fuente: elaborado a partir de las publicaciones anuales de la EI

naval es uno de los más afectados por la misma<sup>276</sup>.

<sup>276</sup> Véase a este respecto el Informe sobre la Industria Española de 1988 del MINER, pag. 105 y ss.. La ley 27/1984 - continuación de las promulgadas con anterioridad- de Reconversión

Para la construcción naval la Reconversión supone la reducción del número de grandes astilleros, que son los que soportan unos costes de personal mayores -en 1986 el 71,5% de las ventas-, y el aumento de los pequeños astilleros, con menores costes de personal -en 1986 el 28% de las ventas-. Esto implica, a corto plazo, la reducción de la producción bruta sectorial y el aumento del porcentaje de ventas sobre lo producido. Como ilustración del proceso véase el cuadro A1.5., en que aparece la evolución de la facturación en pesetas de 1981, del sector 42, entre 1981 y 1990. Aquí se observa que la construcción naval en pequeños astilleros ha pasado de representar en 1981 el 45,1% de la facturación total a un 64% en 1990, consecuencia del proceso de Reconversión.

<b>CUADRO A1.5.</b> <b>Evolución de la facturación del sector de</b> <b>Construcción naval, en miles de millones de pesetas de 1981</b>										
	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990
G.A.	58,4	72,8	60,2	26,1	41,1	23,8	13,3	10,1	19,4	22,6
P.A.	48,0	52,8	-	19,6	33,6	30,7	35,3	33,5	39,6	40,2

G.A. grandes astilleros

P.A. pequeños astilleros

Elaborado a partir de los datos del Informe sobre la Industria Española (1988) del MINER.

En consecuencia, con las cautelas señaladas, se pasa a estimar la producción destinada a la venta en los años 81, 82, 83, 84 y 85, suponiendo que tiene un ratio PRINP/PRVEN igual a la media del período 1986 a 1992. Por tanto, se opta por

y Reindustrialización, se publica el 28 de julio de 1984 y afecta a los sectores y empresas de: fertilizantes, electrodomésticos línea blanca, siderurgia integral, aceros especiales, Standard Eléctrica, Marconi Española y construcción naval.



multiplicar la inversa de dicho porcentaje por el total de los principales productos fabricados a los años anteriores a 1986:

$$PRVEN_{42t} = (PRVEN/PRINP) \times PRINP_{42t}$$

Con esto se concluyen las estimaciones de los valores ausentes de la EI, quedando tan solo por estimar la Formación Bruta de Capital Fijo del sector 60 del año 92.

A continuación, se procede a la revisión de los datos cedidos por la Subdirección General de Estadísticas Industriales y Agrarias. Como se comentó con anterioridad, se solicita información para los 89 sectores, entre los años 1981 a 1992, de los conceptos de: número de establecimientos en cada uno de los intervalos de tamaño de establecimiento según la cantidad de ocupados; producción bruta por intervalo; gasto en publicidad; sueldos y salarios. El primer problema que se encuentra con los datos recibidos, es que tan solo se refieren a los sectores investigados directamente por el INE. Por tanto, quedan fuera 22 sectores de los 89, o considerando los que son objeto de estudio, 15 de los 81; esto es el 17% de los datos.

Los sectores excluidos: Energía (1-7); Minerales metálicos (9); Minerales no metálicos y canteras (12); Cementos, cales y yesos (14); Todos los referidos al transporte (41-45); Aceites y grasas (47); Mataderos e industrias cárnicas (48); Industrias lácteas (49); Productos de alimentación animal (56); Vino (60); Sidrería (61) y Aserrado de madera (75), suponen un

problema de imposible solución. El tipo de datos que se solicitaron hacían inviable la estimación. Además, como se puede comprobar, algunos de los sectores -como los de transporte- son clave en la evolución industrial de los años ochenta; por tanto, tampoco es aconsejable eliminarlos del estudio. No queda otra solución que la pragmática: tratar los llamados "missing values" en cada técnica estadística.

Respecto a los valores presentes, recordar que los remitidos por el INE, sólo se refieren a los establecimientos que han cumplimentado el cuestionario. Con lo que es fácil suponer que estos subestiman el valor del dato sectorial. Por eso se opta por trabajar con proporciones entre las variables -casos de: sueldos y salarios; y, publicidad y producción bruta- que permiten realizar estimaciones en una etapa posterior, y, en el caso del coeficiente de variación de la producción bruta que se pretende hallar, suponer que la no respuesta se distribuye por igual en todos los intervalos, con lo que su valor es directamente trasladable a la BDI.

Por último mencionar que con la información descrita en este apéndice, se obtienen los indicadores iniciales -variables transformadas- señalados en el capítulo III -apartado 3.5.-, que permiten la construcción de los modelos de medida y estructuras de covarianza empleados en el estudio de la evolución industrial entre 1982 y 1992 y en la comprobación de la teoría de Kalecki.

**APÉNDICE II**  
**DESCRIPTIVA DE LAS VARIABLES**

A2.1. Variables empleadas en los modelos de medida y estructuras de covarianza.

AÑO 1982

Variable	Mean	Std Dev	Kurtosis	S.E. Kurt	Skewness	S.E. Skew	Valid N
COSER	,08	,04	2,70	,53	1,40	,27	81
PUBPV	,00	,01	19,04	,58	3,94	,29	66
COEVAR	2,41	1,28	2,21	,58	1,37	,29	66
OBROC	,71	,11	,14	,53	-,83	,27	81
SALSU	3,36	1,98	,72	,58	1,04	,29	66
MARGEN	1,29	,12	4,32	,53	1,05	,27	81
CONCO	3,11	2,99	8,64	,53	2,72	,27	81
DISTRI	,86	,53	2,41	,53	1,48	,27	81
TPROD	1,05	,14	10,73	,53	2,54	,27	81
INVEX	,25	,21	14,12	,53	3,49	,27	81
INVPR	,04	,03	15,41	,53	3,43	,27	81
TINV	,01	,68	36,75	,53	5,23	,27	81

AÑO 1983

Variable	Mean	Std Dev	Kurtosis	S.E. Kurt	Skewness	S.E. Skew	Valid N
COSER	,08	,04	1,41	,53	1,26	,27	81
PUBPV	,00	,01	6,77	,59	2,49	,30	65
COEVAR	2,47	1,31	2,43	,58	1,41	,29	66
OBROC	,71	,12	-,05	,53	-,80	,27	81
SALSU	3,15	1,76	,40	,59	,89	,30	65
MARGEN	1,31	,14	6,74	,53	1,80	,27	81
CONCO	3,33	3,44	9,25	,53	2,86	,27	81
DISTRI	,94	,57	,58	,53	1,10	,27	81
TPROD	1,05	,12	4,95	,53	1,44	,27	81
INVEX	,30	,82	77,82	,53	8,74	,27	81
INVPR	,03	,02	4,34	,53	1,75	,27	81
TINV	,02	,29	1,33	,53	,89	,27	81

AÑO 1984

Variable	Mean	Std Dev	Kurtosis	S.E. Kurt	Skewness	S.E. Skew	Valid N
COSER	,09	,04	2,00	,53	1,37	,27	81
PUBPV	,01	,01	5,09	,59	2,31	,30	65
COEVAR	2,43	1,37	2,87	,58	1,62	,29	66
OBROC	,71	,12	,25	,53	-,86	,27	81
SALSU	3,09	1,80	,79	,59	1,01	,30	65
MARGEN	1,31	,15	6,10	,53	1,88	,27	81
CONCO	3,67	3,87	9,25	,53	2,81	,27	81
DISTRI	1,01	,69	4,38	,53	1,80	,27	81
TPROD	1,00	,13	5,93	,53	,14	,27	81
INVEX	,25	,36	40,58	,53	5,88	,27	81
INVPR	,03	,02	9,70	,53	2,54	,27	81
TINV	,05	,44	4,29	,53	1,61	,27	81

### AÑO 1985

Variable	Mean	Std Dev	Kurtosis	S.E. Kurt	Skewness	S.E. Skew	Valid N
COSER	,09	,04	8,30	,53	2,27	,27	81
PUBPV	,01	,01	5,07	,59	2,28	,30	65
COEVAR	2,39	1,36	2,96	,58	1,57	,29	66
OBROC	,70	,12	,76	,53	-,94	,27	81
SALSU	3,11	2,14	6,07	,59	1,95	,30	65
MARGEN	1,33	,17	8,27	,53	,81	,27	81
CONCO	3,85	4,18	8,56	,53	2,84	,27	81
DISTR1	1,12	,79	7,06	,53	2,29	,27	81
TPROD	1,07	,13	8,45	,53	1,93	,27	81
INVEX	,28	,38	42,69	,53	5,99	,27	81
INVPR	,04	,03	25,82	,53	4,17	,27	81
TINV	,33	1,18	62,38	,53	7,46	,27	81

### AÑO 1986

Variable	Mean	Std Dev	Kurtosis	S.E. Kurt	Skewness	S.E. Skew	Valid N
COSER	,09	,04	4,02	,53	1,62	,27	81
PUBPV	,01	,01	8,86	,58	2,89	,29	66
COEVAR	2,39	1,37	3,60	,58	1,59	,29	66
OBROC	,70	,12	,41	,53	-,88	,27	81
SALSU	2,99	1,85	,96	,58	1,10	,29	66
MARGEN	1,34	,17	3,53	,53	1,15	,27	81
CONCO	3,57	3,70	10,85	,53	3,07	,27	81
DISTR1	1,11	,81	6,34	,53	2,05	,27	81
TPROD	1,06	,12	3,30	,53	-,52	,27	81
INVEX	,23	,91	39,33	,53	2,36	,27	81
INVPR	,04	,03	17,08	,53	3,45	,27	81
TINV	,07	,30	2,05	,53	,73	,27	81

### AÑO 1987

Variable	Mean	Std Dev	Kurtosis	S.E. Kurt	Skewness	S.E. Skew	Valid N
COSER	,10	,04	,08	,53	,40	,27	81
PUBPV	,01	,02	11,09	,59	2,97	,30	65
COEVAR	2,31	1,32	4,01	,58	1,61	,29	66
OBROC	,70	,12	,39	,53	-,89	,27	81
SALSU	2,85	1,75	3,93	,59	1,59	,30	65
MARGEN	1,36	,16	4,73	,53	1,59	,27	81
CONCO	3,54	3,70	9,35	,53	2,94	,27	81
DISTR1	1,14	,91	18,97	,53	3,59	,27	81
TPROD	1,08	,14	2,98	,53	1,15	,27	81
INVEX	,26	,20	9,71	,53	2,85	,27	81
INVPR	,04	,02	3,19	,53	1,45	,27	81
TINV	,19	,35	,82	,53	,57	,27	81

### AÑO 1988

Variable	Mean	Std Dev	Kurtosis	S.E. Kurt	Skewness	S.E. Skew	Valid N
COSER	,11	,04	-,48	,53	,14	,27	81
PUBPV	,01	,02	5,52	,59	2,22	,30	65
COEVAR	2,30	1,28	4,05	,58	1,59	,29	66
OBROC	,70	,12	,77	,53	-,94	,27	81
SALSU	2,82	1,71	2,46	,59	1,34	,30	65
MARGEN	1,39	,20	5,19	,53	1,36	,27	81
CONCO	3,56	3,63	9,09	,53	2,90	,27	81
DISTRI	1,17	,97	12,81	,53	3,01	,27	81
TPROD	1,05	,15	6,18	,53	,94	,27	81
INVEX	,27	,36	53,98	,53	6,78	,27	81
INVPR	,04	,02	1,01	,53	1,00	,27	81
TINV	,15	,43	6,68	,53	1,85	,27	81

### AÑO 1989

Variable	Mean	Std Dev	Kurtosis	S.E. Kurt	Skewness	S.E. Skew	Valid N
COSER	,12	,04	,24	,53	,45	,27	81
PUBPV	,01	,02	5,75	,59	2,31	,30	65
COEVAR	2,31	1,31	5,35	,58	1,82	,29	66
OBROC	,70	,12	,53	,53	-,82	,27	81
SALSU	2,93	3,32	41,55	,59	5,89	,30	65
MARGEN	1,39	,19	3,81	,53	1,60	,27	81
CONCO	3,43	3,29	9,98	,53	2,95	,27	81
DISTRI	1,12	,82	9,89	,53	2,69	,27	81
TPROD	1,04	,15	9,29	,53	1,68	,27	81
INVEX	,26	,13	4,59	,53	1,55	,27	81
INVPR	,04	,02	1,93	,53	1,16	,27	81
TINV	,13	,31	2,44	,53	,82	,27	81

### AÑO 1990

Variable	Mean	Std Dev	Kurtosis	S.E. Kurt	Skewness	S.E. Skew	Valid N
COSER	,12	,04	,74	,53	,47	,27	81
PUBPV	,01	,02	7,01	,59	2,56	,30	65
COEVAR	2,31	1,32	4,62	,58	1,67	,29	66
OBROC	,69	,12	,70	,53	-,83	,27	81
SALSU	2,59	1,63	3,32	,59	1,55	,30	65
MARGEN	1,41	,22	6,35	,53	2,27	,27	81
CONCO	3,21	3,19	11,61	,53	3,17	,27	81
DISTRI	1,04	,66	3,63	,53	1,83	,27	81
TPROD	1,05	,14	18,44	,53	3,22	,27	81
INVEX	,26	,16	3,10	,53	1,56	,27	81
INVPR	,04	,02	,29	,53	,76	,27	81
TINV	,06	,33	6,06	,53	1,65	,27	81

### AÑO 1991

Variable	Mean	Std Dev	Kurtosis	S.E. Kurt	Skewness	S.E. Skew	Valid N
COSER	,11	,04	1,65	,53	,68	,27	81
PUBPV	,01	,02	9,79	,58	2,83	,29	66
COEVAR	2,24	1,27	4,57	,58	1,66	,29	66
OBROC	,69	,12	,34	,53	-,72	,27	81
SALSU	2,43	1,42	2,68	,58	1,28	,29	66
MARGEN	1,39	,18	3,80	,53	1,18	,27	81
CONCO	3,14	3,21	10,05	,53	3,04	,27	81
DISTRI	1,00	,64	1,49	,53	1,49	,27	81
TPROD	1,06	,15	16,50	,53	2,75	,27	81
INVEX	,29	,23	11,46	,53	2,99	,27	81
INVPR	,04	,03	2,35	,53	1,35	,27	81
TINV	,13	,56	18,75	,53	3,43	,27	81

### AÑO 1992

Variable	Mean	Std Dev	Kurtosis	S.E. Kurt	Skewness	S.E. Skew	Valid N
COSER	,11	,04	2,34	,53	,97	,27	81
PUBPV	,02	,02	5,68	,59	2,29	,30	65
COEVAR	2,23	1,27	4,93	,58	1,69	,29	66
OBROC	,69	,12	,83	,53	-,90	,27	81
SALSU	2,34	1,34	2,97	,59	1,28	,30	65
MARGEN	1,39	,20	6,35	,53	1,65	,27	81
CONCO	2,92	2,89	9,54	,53	2,93	,27	81
DISTRI	,91	,62	2,69	,53	1,61	,27	81
TPROD	1,03	,11	2,41	,53	-,66	,27	81
INVEX	,43	1,15	59,11	,53	7,43	,27	80
INVPR	,04	,02	5,68	,53	1,90	,27	80
TINV	,00	,49	4,61	,53	1,72	,27	80

## A2.2. Variables transformadas empleadas en el análisis de correlación canónica.

### AÑO 1984

Variable	Mean	Std Dev	Kurtosis	S.E. Kurt	Skewness	S.E. Skew	Valid N
LCOSER	-2,54	,42	,14	,53	,14	,27	81
LPUBPV	-6,01	1,27	,27	,59	-,16	,30	65
LCOEVAR	,76	,51	-,13	,58	,25	,29	66
LOBROC	-,36	,18	1,38	,53	-1,28	,27	81
LSALSU	,95	,62	-,04	,59	-,44	,30	65
LMARGEN	,26	,11	3,44	,53	1,25	,27	81
LCONCO	,96	,79	,21	,53	,58	,27	81
LDISTRI	-,12	,79	18,07	,53	-3,00	,27	81
LTPROD	-,01	,13	9,51	,53	-1,48	,27	81
LINVEX	-,87	,60	31,99	,53	-3,66	,27	81
LINVPR	-3,55	,61	2,24	,53	-,46	,27	81
LTINV	-,03	,40	1,02	,53	-,11	,27	81

### AÑO 1987

Variable	Mean	Std Dev	Kurtosis	S.E. Kurt	Skewness	S.E. Skew	Valid N
LCOSER	-2,35	,43	,38	,53	-,71	,27	81
LPUBPV	-5,41	1,37	-,19	,59	-,08	,30	65
LCOEVAR	,68	,57	1,01	,58	-,41	,29	66
LOBROC	-,38	,19	2,01	,53	-1,39	,27	81
LSALSU	,87	,62	,22	,59	-,38	,30	65
LMARGEN	,30	,11	2,58	,53	,98	,27	81
LCONCO	,95	,73	,72	,53	,78	,27	81
LDISTRI	-,09	,70	5,16	,53	-1,03	,27	81
LTPROD	,07	,13	2,17	,53	,46	,27	81
LINVEX	-1,53	,63	1,50	,53	-,11	,27	81
LINVPR	-3,33	,57	,61	,53	-,41	,27	81
LTINV	,13	,31	2,33	,53	-,77	,27	81

### AÑO 1989

Variable	Mean	Std Dev	Kurtosis	S.E. Kurt	Skewness	S.E. Skew	Valid N
LCOSER	-2,20	,38	,26	,53	-,59	,27	81
LPUBPV	-5,03	1,37	-,61	,59	-,08	,30	65
LCOEVAR	,69	,55	,72	,58	-,27	,29	66
LOBROC	-,38	,18	2,25	,53	-1,38	,27	81
LSALSU	,81	,69	2,04	,59	,18	,30	65
LMARGEN	,32	,12	2,09	,53	1,05	,27	81
LCONCO	,96	,68	,67	,53	,82	,27	81
LDISTRI	-,08	,60	1,06	,53	,20	,27	81
LTPROD	,03	,14	5,35	,53	,09	,27	81
LINVEX	-1,50	,59	10,44	,53	-2,00	,27	81
LINVPR	-3,31	,59	4,67	,53	-1,27	,27	81
LTINV	,08	,29	2,38	,53	-,62	,27	81



# AÑO 1992

Variable	Mean	Std Dev	Kurtosis	S.E. Kurt	Skewness	S.E. Skew	Valid N
LCOSER	-2,25	,39	,65	,53	-,52	,27	81
LPUBPV	-4,89	1,28	-,25	,59	-,13	,30	65
LCOEVAR	,65	,57	,78	,58	-,38	,29	66
LOBROC	-,39	,20	3,59	,53	-1,61	,27	81
LSALSU	,68	,62	,33	,59	-,56	,30	65
LMARGEN	,32	,13	3,18	,53	,69	,27	81
LCONCO	,80	,67	,87	,53	,98	,27	81
LDISTRI	-,32	,77	7,40	,53	-1,60	,27	81
LTPROD	,03	,11	3,79	,53	-1,29	,27	81
LINVEX	-1,46	,85	5,88	,53	1,02	,27	80
LINVPR	-3,43	,63	,58	,53	-,44	,27	80
LTINV	-,12	,51	4,00	,53	-1,00	,27	80

**APÉNDICE III**  
**CORRELACIONES**

AÑO 1982

	COSER	PUBPV	COEVAR	OBROC	SALSU	MARGEN	CONCO
COSER	1,00000						
PUBPV	,26277	1,00000					
COEVAR	-,02473	,04268	1,00000				
OBROC	,15649	-,34121	-,08114	1,00000			
SALSU	-,15195	-,27274	-,08841	,41435	1,00000		
MARGEN	,18425	,28682	-,00669	-,13097	,00066	1,00000	
CONCO	-,31975	-,09039	-,15179	-,17066	-,16443	-,35804	1,00000
DISTR I	-,29425	,06549	-,20757	-,30479	-,18795	,26198	,59782
TPROD	,24501	-,06508	-,12241	,02093	-,12419	-,16453	,10582
INVEX	,60744	-,06303	-,03122	,17446	-,04418	,00234	-,15109
INVPR	,57342	-,02894	-,01115	,02293	-,09681	,34650	-,20824
TINV	-,00497	,06864	-,17650	-,33749	-,16630	,18593	-,03975
	DISTR I	TPROD	INVEX	INVPR	TINV		
DISTR I	1,00000						
TPROD	,08142	1,00000					
INVEX	-,27382	-,02798	1,00000				
INVPR	-,06148	-,01754	,81714	1,00000			
TINV	,11974	-,04988	,07224	,14737	1,00000		

Determinante de la Matriz = ,0075034

**AÑO 1983**

	COSER	PUBPV	COEVAR	OBROC	SALSU	MARGEN	CONCO
COSER	1,00000						
PUBPV	,31315	1,00000					
COEVAR	,00843	-,02897	1,00000				
OBROC	,18895	-,29968	-,08326	1,00000			
SALSU	-,10369	-,23627	-,13705	,49490	1,00000		
MARGEN	,23030	,20085	,05320	-,11481	-,05460	1,00000	
CONCO	-,34522	-,14170	-,17180	-,14879	-,14267	-,35733	1,00000
DISTR I	-,38482	-,00855	-,18184	-,27689	-,21154	,28175	,61175
TPROD	-,12670	-,13511	-,02728	,03768	-,08126	,22234	,23031
INVEX	,24565	-,00974	-,01355	,10644	-,00648	-,20161	-,07745
INVPR	,30882	-,03135	-,03870	,02328	-,11593	,42893	-,21286
TINV	-,28991	,02810	-,11904	,08866	,06348	-,13904	,18695
	DISTR I	TPROD	INVEX	INVPR	TINV		
DISTR I	1,00000						
TPROD	,38454	1,00000					
INVEX	-,21199	-,09307	1,00000				
INVPR	,03489	,09264	,03596	1,00000			
TINV	,21342	,12515	-,03480	,14305	1,00000		

Determinante de la Matriz = ,0279919

AÑO 1984

	COSER	PUBPV	COEVAR	OBROC	SALSU	MARGEN	CONCO
COSER	1,00000						
PUBPV	,19669	1,00000					
COEVAR	-,01978	-,02876	1,00000				
OBROC	,16042	-,36252	-,11147	1,00000			
SALSU	-,14433	-,20807	-,06819	,43059	1,00000		
MARGEN	,21756	,24183	,04981	-,01509	-,01316	1,00000	
CONCO	-,33884	-,10624	-,16228	-,17248	-,07593	-,30889	1,00000
DISTR1	-,31587	,12694	-,19628	-,22997	,00763	,23636	,63845
TPROD	-,00677	,25136	-,06647	-,03263	,05586	,22181	,20130
INVEX	,26031	-,03909	-,02403	,04695	-,01888	-,08770	-,11048
INVPR	,55411	-,00303	,00692	,07538	-,11129	,39049	-,26487
TINV	,30517	,05057	-,07692	,01171	-,01115	,01068	-,09273
	DISTR1	TPROD	INVEX	INVPR	TINV		
DISTR1	1,00000						
TPROD	,47647	1,00000					
INVEX	-,25030	-,16114	1,00000				
INVPR	-,15856	,02689	,57113	1,00000			
TINV	-,12961	-,09680	,64994	,50066	1,00000		

Determinante de la Matriz = ,0147154



**AÑO 1986**

	COSER	PUBPV	COEVAR	OBROC	SALSU	MARGEN	CONCO
COSER	1,00000						
PUBPV	,26290	1,00000					
COEVAR	-,01901	,04106	1,00000				
OBROC	,08108	-,24520	-,10054	1,00000			
SALSU	-,12973	-,21504	-,12128	,30491	1,00000		
MARGEN	,09143	,38071	-,06648	-,19755	,00614	1,00000	
CONCO	-,39873	-,10338	-,15370	-,11677	-,14197	-,24189	1,00000
DISTR I	-,35319	,11238	-,22960	-,21355	-,10639	,42458	,58799
TPROD	-,07981	-,06877	-,10211	,05866	,02349	,23649	,12551
INVEX	,26623	-,02518	-,01405	,05440	-,01901	,09348	-,01691
INVPR	,52488	-,05371	-,05715	,14568	-,08656	,10499	-,23659
TINV	-,13775	-,11805	-,30663	-,03163	,24371	,13850	,03909
	DISTR I	TPROD	INVEX	INVPR			
DISTR I	1,00000						
TPROD	,30448	1,00000					
INVEX	-,05276	,14832	1,00000				
INVPR	-,19175	,14372	,67127	1,00000			
TINV	,17347	,24912	,12408	,00329	1,00000		

Determinante de la Matriz = ,0251126

AÑO 1987

	COSER	PUBPV	COEVAR	OBROC	SALSU	MARGEN	CONCO
COSER	1,00000						
PUBPV	,38487	1,00000					
COEVAR	,10414	,07561	1,00000				
OBROC	,06004	-,26552	-,10402	1,00000			
SALSU	-,16635	-,28475	-,13062	,29011	1,00000		
MARGEN	,31059	,40112	,02406	-,20694	-,08067	1,00000	
CONCO	-,51613	-,10229	-,18102	-,07854	-,11479	-,30595	1,00000
DISTR I	-,34186	,08576	-,22154	-,19461	-,18468	,40352	,56622
TPROD	-,01460	-,05162	,04285	,05015	-,23145	-,09120	,13594
INVEX	,30475	-,10284	-,07439	,20045	-,06354	-,24125	-,17805
INVPR	,38680	,02131	-,08375	,12564	-,11657	,36452	-,28908
TINV	-,03396	,06838	,04143	,02612	-,15006	,09623	-,03350
	DISTR I	TPROD	INVEX	INVPR	TINV		
DISTR I	1,00000						
TPROD	,20368	1,00000					
INVEX	-,34574	,22874	1,00000				
INVPR	-,10887	,02665	,54823	1,00000			
TINV	,04459	-,00042	-,01578	,21263	1,00000		

Determinante de la Matriz = ,0140619



**AÑO 1988**

	COSER	PUBPV	COEVAR	OBROC	SALSU	MARGEN	CONCO
COSER	1,00000						
PUBPV	,42309	1,00000					
COEVAR	,15056	,10157	1,00000				
OBROC	,02121	-,22277	-,10188	1,00000			
SALSU	-,16652	-,20629	-,16548	,36705	1,00000		
MARGEN	,28689	,37330	,02474	-,20599	-,05608	1,00000	
CONCO	-,54374	-,12565	-,17625	-,04911	-,12099	-,31855	1,00000
DISTR I	-,34568	,03899	-,22778	-,18558	-,15951	,42448	,52692
TPROD	,08495	-,01274	-,09398	-,02858	-,01127	,24220	,06865
INVEX	-,00927	-,07430	-,03023	,14338	-,04135	-,17457	-,11475
INVPR	,27970	-,04673	-,04289	,12154	-,13510	,37336	-,30683
TINV	-,10424	-,04924	,03485	,06848	-,10246	-,00282	,03946
	DISTR I	TPROD	INVEX	INVER	TINV		
DISTR I	1,00000						
TPROD	,28439	1,00000					
INVEX	-,22200	-,07105	1,00000				
INVPR	-,03390	,17172	,28090	1,00000			
TINV	,17164	,06547	,07185	,14330	1,00000		

Determinante de la Matriz = ,0304523

**AÑO 1989**

	COSER	PUBPV	COEVAR	OBROC	SALSU	MARGEN	CONCO
COSER	1,00000						
PUBPV	,41923	1,00000					
COEVAR	,21439	,20657	1,00000				
OBROC	-,01485	-,27046	-,09695	1,00000			
SALSU	-,23027	-,18288	-,22522	-,01340	1,00000		
MARGEN	,44627	,38527	,07931	-,22364	,01946	1,00000	
CONCO	-,54340	-,09861	-,17087	-,07100	-,09234	-,35050	1,00000
DISTR I	-,34676	,09951	-,19269	-,22149	-,05739	,34611	,60192
TPROD	,07015	,05388	,07246	,03500	,00696	-,13766	,08786
INVEX	,18125	-,24602	-,08023	,25618	-,16986	-,11741	-,24117
INVPR	,26738	-,11355	-,00732	,14394	-,20997	,43203	-,31126
TINV	,14714	,02368	,03192	,03815	-,17285	,02893	-,17994
	DISTR I	TPROD	INVEX	INVPR	TINV		
DISTR I	1,00000						
TPROD	-,10383	1,00000					
INVEX	-,37597	-,11953	1,00000				
INVPR	-,00174	-,12088	,59620	1,00000			
TINV	-,08858	,01574	-,01186	,10240	1,00000		

Determinante de la Matriz = ,0106867

**AÑO 1990**

	COSER	PUBPV	COEVAR	OBROC	SALSU	MARGEN	CONCO
COSER	1,00000						
PUBPV	,43614	1,00000					
COEVAR	,26409	,16344	1,00000				
OBROC	-,01445	-,25680	-,05422	1,00000			
SALSU	-,22893	-,24787	-,14674	,39965	1,00000		
MARGEN	,46671	,46008	,11559	-,25848	-,10165	1,00000	
CONCO	-,52548	-,08280	-,15206	-,07010	-,10397	-,34603	1,00000
DISTR1	-,24753	,26658	-,15027	-,25703	-,10536	,42615	,52991
TPROD	,19815	,11413	,08427	-,02453	,04866	,15124	-,08917
INVEX	-,06146	-,29650	-,15904	,20693	-,18691	-,26346	-,03238
INVPR	,05982	-,14432	-,09604	,10207	-,22971	,21233	-,18982
TINV	-,09997	,00412	-,01139	-,10233	-,20162	-,05447	,22580
	DISTR1	TPROD	INVEX	INVPR	TINV		
DISTR1	1,00000						
TPROD	,10193	1,00000					
INVEX	-,32510	-,17055	1,00000				
INVPR	-,00502	-,10288	,71270	1,00000			
TINV	,13700	,29859	,32366	,26586	1,00000		

Determinante de la Matriz = ,0053906

**AÑO 1991**

	COSER	PUBPV	COEVAR	OBROC	SALSU	MARGEN	CONCO
COSER	1,00000						
PUBPV	,45934	1,00000					
COEVAR	,30938	,17330	1,00000				
OBROC	-,03020	-,25021	-,09719	1,00000			
SALSU	-,16416	-,21592	-,10483	,62478	1,00000		
MARGEN	,54024	,54121	,14361	-,15476	-,03708	1,00000	
CONCO	-,51699	-,08481	-,17258	-,04519	-,08789	-,42501	1,00000
DISTR I	-,25667	,26876	-,21137	-,17571	-,06829	,27032	,60426
TPROD	-,27643	-,10371	-,23564	,07036	,11949	-,30022	,27019
INVEX	,09209	-,21378	-,06538	,13012	-,10911	-,22741	-,08176
INVPR	,23556	-,08143	-,01978	,08773	-,12248	,24940	-,22384
TINV	,17544	-,04382	-,05901	,07639	,21446	,01222	-,06559
	DISTR I	TPROD	INVEX	INVPR	TINV		
DISTR I	1,00000						
TPROD	,30277	1,00000					
INVEX	-,32566	-,30827	1,00000				
INVPR	-,06845	-,33528	,67352	1,00000			
TINV	-,07615	-,11118	,29348	,41309	1,00000		

Determinante de la Matriz = ,0027546

**AÑO 1992**

	COSER	PUBPV	COEVAR	OBROC	SALSU	MARGEN	CONCO
COSER	1,00000						
PUBPV	,44943	1,00000					
COEVAR	,31079	,15055	1,00000				
OBROC	-,00444	-,23838	-,08909	1,00000			
SALSU	-,13558	-,17124	-,11943	,60912	1,00000		
MARGEN	,51842	,59143	,15037	-,18973	-,02484	1,00000	
CONCO	-,50587	-,06672	-,16099	-,06538	-,09253	-,36090	1,00000
DISTR I	-,10461	,44810	-,11425	-,20444	-,05118	,49272	,50524
TPROD	,07025	,14045	,16662	-,01768	-,07562	,25690	-,04150
INVEX	,09694	-,12821	-,05796	,01900	-,08647	-,20364	-,05938
INVPR	,16426	-,12781	-,06438	,14217	-,09094	,10689	-,17982
TINV	-,08226	-,03429	-,11647	,01025	,08452	-,05173	-,00689
	DISTR I	TPROD	INVEX	INVPR	TINV		
DISTR I	1,00000						
TPROD	,10169	1,00000					
INVEX	-,23670	-,15069	1,00000				
INVPR	,06600	-,06091	,22762	1,00000			
TINV	,10860	,03855	-,06429	,33873	1,00000		

Determinante de la Matriz = . ,0093411

**APÉNDICE IV**  
**RESULTADOS ANOVA**

- - - - - O N E W A Y - - - - -  
AÑO 1984

Variable PRBOCUPA  
By Variable CODIGO

Analysis of Variance

Source	D.F.	Sum of Squares	Mean Squares	F Ratio	F Prob.
Between Groups	1	17377,5309	17377,5309	41,2222	,0000
Within Groups	86	36253,9132	421,5571		
Total	87	53631,4440			

Group	Count	Mean	Standard Deviation	Standard Error	95 Pct Conf Int for Mean
Grp 0	7	61,4209	71,7322	27,1122	-4,9199 TO 127,7618
Grp 1	81	9,4879	8,2013	,9113	7,6744 TO 11,3013
Total	88	13,6189	24,8285	2,6467	8,3583 TO 18,8796

GROUP	MINIMUM	MAXIMUM
Grp 0	3,5676	172,8286
Grp 1	1,6382	39,6993
TOTAL	1,6382	172,8286

Levene Test for Homogeneity of Variances

Statistic	df1	df2	2-tail Sig.
168,7136	1	86	,000

Variable PRBOCUPA  
By Variable CODIGO

Analysis of Variance

Source	D.F.	Sum of Squares	Mean Squares	F Ratio	F Prob.
Between Groups	1	4106,4662	4106,4662	24,1366	,0000
Within Groups	86	14631,5384	170,1342		
Total	87	18738,0047			

Group	Count	Mean	Standard Deviation	Standard Error	95 Pct Conf Int for Mean
Grp 0	7	38,8673	29,2857	11,0690	11,7826 TO 65,9519
Grp 1	81	13,6218	10,8890	1,2099	11,2140 TO 16,0295
Total	88	15,6299	14,6758	1,5644	12,5204 TO 18,7394

GROUP	MINIMUM	MAXIMUM
Grp 0	5,0794	88,8087
Grp 1	2,2171	71,9750
TOTAL	2,2171	88,8087

Levene Test for Homogeneity of Variances

Statistic	df1	df2	2-tail Sig.
15,9048	1	86	,000



Variable PRBOCUPA  
By Variable CODIGO

Analysis of Variance					
Source	D.F.	Sum of Squares	Mean Squares	F Ratio	F Prob.
Between Groups	1	9879,3158	9879,3158	37,5664	,0000
Within Groups	86	22616,5151	262,9827		
Total	87	32495,8309			

Group	Count	Mean	Standard Deviation	Standard Error	95 Pct Conf Int for Mean
Grp 0	7	55,7852	47,3146	17,8832	12,0267 TO 99,5436
Grp 1	81	16,6278	10,7148	1,1905	14,2586 TO 18,9970
Total	88	19,7426	19,3265	2,0602	15,6477 TO 23,8375

GROUP	MINIMUM	MAXIMUM
Grp 0	7,3952	149,3933
Grp 1	3,4570	61,4713
TOTAL	3,4570	149,3933

Levene Test for Homogeneity of Variances

Statistic	df1	df2	2-tail Sig.
25,5821	1	86	,000

## **APÉNDICE V**

### **DESCRIPCIÓN DE LAS SALIDAS DE EQS**

#### **A5.1. Modelos de Medida.**

##### **A5.1.1. Resultados para el año 1984.**

##### **A5.1.1.1. Modelo inicial.**

El modelo de medida inicial, como quedó definido en el Capítulo III<sup>277</sup>, estaba constituido por doce variables observables, tres factores y un conjunto de relaciones que reflejan algunas de las ideas básicas de la Teoría de Kalecki. Éste modelo fue contrastado para el año 1984<sup>278</sup> mediante el programa EQS, cuya salida será objeto de análisis en este apartado del apéndice.

El Cuadro A5.1.1.a. reproduce el programa de control utilizado tal y como aparece en la salida. En él se recogen, además de otras especificaciones, el método de estimación -que es el de máxima verosimilitud (METHODS=ML)-, la matriz de correlaciones muestral y el conjunto de ecuaciones 3.6.1. -página 179- expresado según las **reglas de sintaxis de EQS**, que en síntesis son:

a) Las variables observables  $X_i$  se designan  $V_i$  siendo  $i=1...12$ ;

---

<sup>277</sup> Página 178 y siguientes.

<sup>278</sup> Último año de la primera fase que registró un moderado crecimiento del 1,5%.

es decir  $X_1=V_1$ ,  $X_2=V_2$ ...

b) Los factores  $\xi_i$  se denominan  $F_i$  siendo  $i=1...3$ .

c) Los términos de error  $\varepsilon_i$  de cada ecuación se representan  $E_i$  siendo  $i=1...12$ .

d) Los coeficientes  $\lambda_{ij}$  -que se refieren al efecto directo del factor  $\xi_j$  sobre  $X_i$ - y las varianzas y covarianzas de las

**CUADRO A5.1.1.a.**  
**PROGRAMA DE CONTROL PARA EL MODELO INICIAL**

EQS, A STRUCTURAL EQUATION PROGRAM  
COPYRIGHT BY P.M. BENTLER

BMDP STATISTICAL SOFTWARE INC.  
VERSION 4.02 (C) 1985 - 1993.

PROGRAM CONTROL INFORMATION

```
1 /TITLE
2 MODELO analisis factorial confirmatorio
  INICIAL
3 /SPECIFICATIONS
4 VARIABLES=12; CASES=81;
5 METHODS=ML;
6 MATRIX=CORRELATION;
7 /TEC ITR=50
8 /EQUATIONS
9 V1= F1 + E1;
10 V2= *F1 + E2;
11 V3= *F1 + E3;
12 V4= *F1 + E4;
13 V5= *F1 + E5;
14 V6= F2 + E6;
15 V7= *F2 + E7;
16 V8= *F2 + E8;
17 V9= *F2 + E9;
18 V10= F3 + E10;
19 V11= *F3 + E11;
20 V12= *F3 + E12;
21 /VARIANCES
22 F1= 1.0;
23 F2= 1.0;
24 F3= 1.0;
25 E1= *;
26 E2= *;
27 E3= *;
28 E4= *;
29 E5= *;
30 E6= *;
31 E7= *;
32 E8= *;
33 E9= *;
34 E10= *;
35 E11= *;
36 E12= *;
37 /COVARIANCES
38 F1, F2 = *;
39 F1, F3 = *;
40 F2, F3 = *;
41 E1, E2 = *;
42 E4, E5 = *;
43 E6, E8 = *;
44 E7, E8 = *;
45 /MATRIX
46 1.000
47 .197 1.000
48 -.020 -.029 1.000
49 .160 -.363 -.111 1.000
50 -.144 -.208 -.068 .431 1.000
51 .218 .242 .050 -.015 -.013 1.000
52 -.339 -.106 -.162 -.172 -.076 -.309 1.000
53 -.316 .127 -.196 -.230 .008 .236 .638 1.000
54 -.007 .251 -.066 -.033 .056 .222 .201 .476 1.000
55 .260 -.039 -.024 .047 -.019 -.088 -.110 -.250 -.161 1.000
56 .554 -.003 .007 .075 -.111 .390 -.265 -.159 .027 .571 1.000
57 .305 .051 -.077 .012 -.011 .010 -.093 -.130 -.097 .650 .501 1.000
58 /WTEST
59 /LMTEST
60 /END
```

variables independientes  $-F_i$  y  $E_i$ - objeto de estimación, se representan con un asterisco '\*'. Si no aparece este carácter el parámetro queda fijado en la unidad -véase la primera ecuación<sup>279</sup>-, y en cambio si lo hace una cifra <sup>280</sup> -ej. la varianza del primer factor<sup>281</sup>- es ésta la que se atribuye como valor fijo.

Seguidamente, -Cuadro A5.1.1.b.- se ofrecen algunos mensajes entre los que destacan<sup>282</sup> el **determinante de la matriz de correlaciones** -es  $|R_x|=0,0148$  que prueba que no existe multicolinealidad- y las principales **peculiaridades aparecidas en el proceso de estimación** de los parámetros. En este caso se indica que la **varianza del octavo término de error ha sido fijada en cero**<sup>283</sup>. Esto puede interpretarse como que, durante la optimización de la función de ajuste, la variable DISTRI ha

---

<sup>279</sup> Que es una de las restricciones (3.6.5.) vistas en la página 180.

<sup>280</sup> Se puede poner un valor delante del asterisco, entonces es el considerado como inicial en la estimación.

<sup>281</sup> Que es una de las restricciones (3.6.4.) necesarias para la indeterminación de la escala de medida, de la página 180.

<sup>282</sup> Aparte de los referidos al tipo de matriz utilizada -de correlaciones- y la representación estructural de Bentler y Weeks -que recoge todas las variables-.

<sup>283</sup> Es uno de los tres tipos de mensajes que suelen aparecer en este apartado:

1° "PARAMETER ESTIMATES APPEAR IN ORDER. NO SPECIAL PROBLEMS WERE ENCOUNTERED DURING OPTIMIZATION" que es el caso en que no ha habido problemas en la estimación.

2° "LINEARLY DEPENDENT ON OTHER PARAMETERS" que prueba que uno de los parámetros estimados es combinación lineal de otros reflejando un problema grave de subidentificación empírica.

3° "CONSTRAINED AT LOWER(UPPER) BOUND" que señala que un parámetro ha sido fijado al mínimo o al máximo del rango estadísticamente admisible.

quedado medida sin error<sup>284</sup>.

**CUADRO A5.1.1.b.  
PRIMEROS MENSAJES DE LA SALIDA**

```
60 RECORDS OF INPUT MODEL FILE WERE READ

*** WARNING *** ANALYZE COVARIANCE MATRIX FROM INPUT CORRELATION MATRIX BUT NO /STANDARD DEVIATION
FOUND
      ANALYSIS=CORRELATION; IS ASSUMED

CORRELATION MATRIX TO BE ANALYZED: 12 VARIABLES (SELECTED FROM 12 VARIABLES)
BASED ON      81 CASES.

BENTLER-WEEKS STRUCTURAL REPRESENTATION:

      NUMBER OF DEPENDENT VARIABLES = 12
      DEPENDENT V'S :      1      2      3      4      5      6      7      8      9      10
      DEPENDENT V'S :      11     12

      NUMBER OF INDEPENDENT VARIABLES = 15
      INDEPENDENT F'S :      1      2      3
      INDEPENDENT E'S :      1      2      3      4      5      6      7      8      9      10
      INDEPENDENT E'S :      11     12

3RD STAGE OF COMPUTATION REQUIRED      7878 WORDS OF MEMORY.
PROGRAM ALLOCATE 100000 WORDS

DETERMINANT OF INPUT MATRIX IS      0.14768E-01

PARAMETER      CONDITION CODE
E8,E8          CONSTRAINED AT LOWER BOUND
```

Después de los mensajes descritos se representan los residuos de la estimación -Cuadros A5.1.1.c. y A5.1.1.d.-. Estos se obtienen al restar las matrices  $V$  y  $\Sigma^*$ , que eran las de varianzas y covarianzas muestral y de parámetros estimados. De modo que si los elementos -residuos- de la matriz resultante tienen valores elevados ( $>0.05$ ), el ajuste no es aceptable; en cambio si son bajos ( $\leq 0.05$ ), se considera que  $\Sigma^*$  reproduce adecuadamente  $V$ .

EQS ofrece **dos matrices de residuos** -Cuadro A5.1.1.c.-. La primera es la de **covarianzas** de los residuos -RESIDUAL COVARIANCE MATRIX- que se obtiene al hacer  $(V - \Sigma^*)$ . La segunda es la de **residuos estandarizados** -STANDARDIZED RESIDUAL MATRIX-, que se logra al pre y postmultiplicar  $(V - \Sigma^*)$  por la matriz diagonal

---

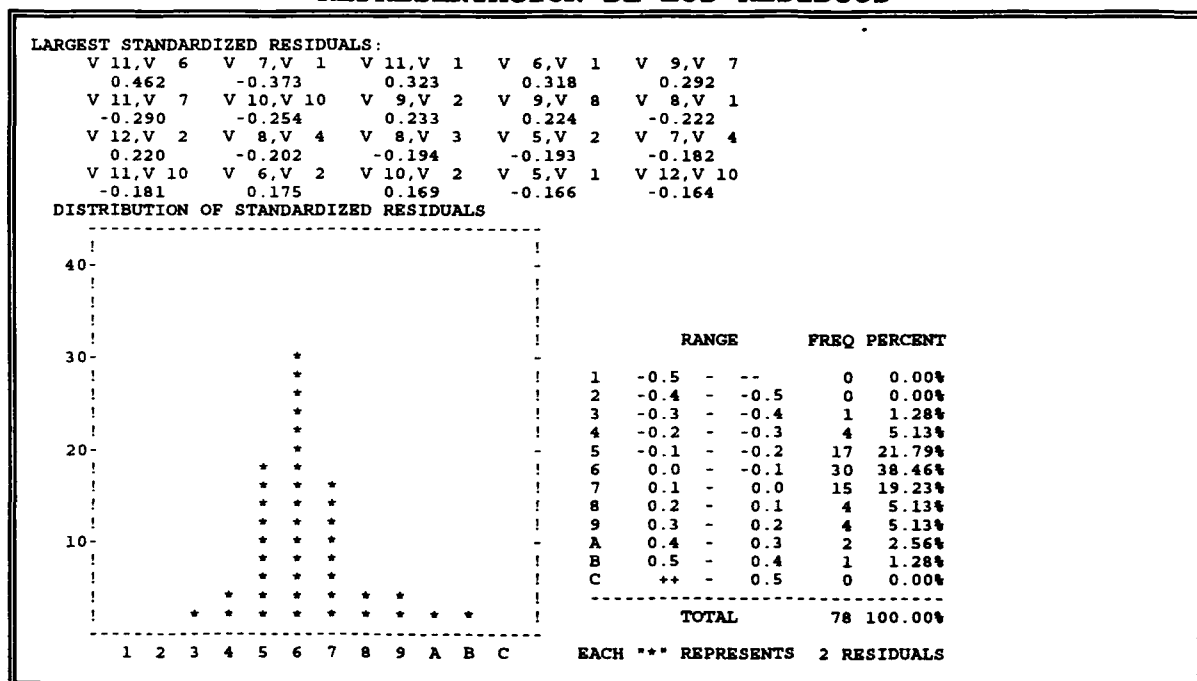
<sup>284</sup> Véase Bentler 1985, pág. 90.

que tiene como elementos los valores inversos de las desviaciones típicas de las variables observables (VO). En este caso, al utilizarse como input la matriz de correlaciones de las VO

### CUADRO A5.1.1.c. MATRIZ DE COVARIANZAS DE LOS RESIDUOS

MAXIMUM LIKELIHOOD SOLUTION (NORMAL DISTRIBUTION THEORY)						
RESIDUAL COVARIANCE MATRIX (S-SIGMA) :						
-----						
STANDARDIZED RESIDUAL MATRIX:						
		V1	V2	V3	V4	V5
		V 1	V 2	V 3	V 4	V 5
V1	V 1	-0.026				
V2	V 2	0.009	0.000			
V3	V 3	-0.036	-0.018	0.000		
V4	V 4	-0.135	-0.164	-0.116	-0.002	
V5	V 5	-0.166	-0.193	-0.068	0.000	0.000
V6	V 6	0.318	0.175	0.052	0.014	-0.011
V7	V 7	-0.373	-0.083	-0.163	-0.182	-0.077
V8	V 8	-0.222	0.063	-0.194	-0.202	0.010
V9	V 9	0.019	0.233	-0.066	-0.025	0.057
V10	V 10	-0.047	0.169	-0.029	-0.044	-0.026
V11	V 11	0.323	0.153	0.003	0.007	-0.116
V12	V 12	0.055	0.220	-0.081	-0.062	-0.017
		V6	V7	V8	V9	V10
		V 6	V 7	V 8	V 9	V 10
V6	V 6	-0.030				
V7	V 7	0.032	-0.043			
V8	V 8	-0.004	0.054	0.104		
V9	V 9	-0.044	0.292	0.224	0.000	
V10	V 10	0.008	-0.143	-0.159	-0.135	-0.254
V11	V 11	0.462	-0.290	-0.090	0.046	-0.181
V12	V 12	0.088	-0.120	-0.056	-0.076	-0.164
		V11	V12			
		V 11	V 12			
V11	V 11	-0.096				
V12	V 12	-0.111	-0.112			
AVERAGE ABSOLUTE STANDARDIZED RESIDUALS						= 0.1057
AVERAGE OFF-DIAGONAL ABSOLUTE STANDARDIZED RESIDUALS						= 0.1148

### CUADRO A5.1.1.d. REPRESENTACIÓN DE LOS RESIDUOS



las dos matrices -covarianzas y estandarizada- **coinciden**, por eso tan sólo aparece en el Cuadro A5.1.1.c. una de ellas. Además, el programa ofrece **dos medias** aritméticas para los valores absolutos **de los residuos**: la media absoluta -AVERAGE ABSOLUTE-, que es la que se calcula empleando los elementos no redundantes de la matriz; y la media absoluta sin diagonal -AVERAGE OFF-DIAGONAL ABSOLUTE-, que emplea sólo los elementos situados debajo de la diagonal principal. Las dos medidas de posición han de ser lo más pequeñas posibles, considerándose apropiadas si tienen un valor  $\leq 0.07$ , aproximadamente. Como se puede observar en éste caso, las dos medias **tienen valores muy por encima del valor óptimo** y por lo tanto **el ajuste no es aceptable**.

La información sobre los residuos termina con el **histograma** de su distribución de frecuencias y los **veinte mayores** -Cuadro A5.1.1.d.-. Como se constata, el **mayor residuo estandarizado** es el de V11(INVPR) y V6(MARGEN) con un registro de 0,462. Valor que significa que la interrelación entre las dos variables señaladas tiene la mayor "responsabilidad" en el mal ajuste obtenido y para mejorarlo **habrá que eliminar una de ellas**. Respecto a la distribución de residuos lo ideal es que sea simétrica y esté centrada en cero -números 6 y 7 del eje de abscisas-; aquí se observa que **está aproximadamente centrada** - 57,69% de las observaciones en 6 y 7- pero **no es simétrica**.

A continuación, aparece la parte dedicada a las **pruebas de significación conjunta del modelo** que se basan en la

distribución  $\chi^2$  <sup>285</sup>. En primer lugar lo hace el **estadístico  $\chi^2$  para el modelo independiente** -INDEPENDENCE MODEL CHI-SQUARE-, que es el modelo que supone la completa independencia entre las variables -coeficientes de correlación igual a cero-. Es interesante que tenga un valor lo más alto posible para indicar un mal ajuste de éste y un posible buen ajuste del modelo propuesto<sup>286</sup>. Aquí es de 337,225, que demuestra un **mal ajuste para el modelo nulo** si se compara con el valor correspondiente al modelo estudiado, que es 111,724.

**CUADRO A5.1.1.e.  
PRUEBAS DE SIGNIFICACIÓN CONJUNTA**

```

GOODNESS OF FIT SUMMARY

INDEPENDENCE MODEL CHI-SQUARE =          337.225 ON      66 DEGREES OF FREEDOM

INDEPENDENCE AIC =    205.22467    INDEPENDENCE CAIC =    -18.80898
MODEL AIC =      11.72394      MODEL CAIC =    -157.99852

CHI-SQUARE =      111.724 BASED ON    50 DEGREES OF FREEDOM
PROBABILITY VALUE FOR THE CHI-SQUARE STATISTIC IS LESS THAN 0.001
THE NORMAL THEORY RLS CHI-SQUARE FOR THIS ML SOLUTION IS          98.509.

BENTLER-BONETT NORMED      FIT INDEX=          0.669
BENTLER-BONETT NONNORMED FIT INDEX=          0.700
COMPARATIVE FIT INDEX      =          0.772

      ITERATIVE SUMMARY

      PARAMETER
      ABS CHANGE      ALPHA      FUNCTION
ITERATION
1      0.336912      1.00000      2.83463
2      0.193713      1.00000      2.01509
3      0.167502      1.00000      1.75678
4      0.109415      1.00000      1.47507
5      0.037124      1.00000      1.40793
6      0.010615      1.00000      1.40054
7      0.010913      1.00000      1.39837
8      0.005132      1.00000      1.39741
9      0.004736      1.00000      1.39698
10     0.002742      1.00000      1.39676
11     0.002351      1.00000      1.39665
12     0.001491      1.00000      1.39659
13     0.001200      1.00000      1.39656
14     0.000802      1.00000      1.39655

```

En segundo lugar, se ofrecen unos indicadores que permiten profundizar en la comparación de los dos tipos de modelos -nulo y propuesto-. Así se tienen los basados en el

<sup>285</sup> Véase en el Capítulo II la pág. 116 y ss..

<sup>286</sup> También sirve para evaluar la ganancia que se produce en el ajuste cuando se proponen modelos anidados (Byrne, 1994, p. 54).



**criterio de información de Akaike (AIC)**, que son iguales al valor del estadístico  $\chi^2$  menos dos veces los grados de libertad, y en el **criterio de información de Bozdogan (CAIC)** que es la versión consistente del AIC<sup>287</sup>. Los dos indicadores **corroboran la enorme diferencia** de valor existente entre el modelo independiente y el modelo que se estudia.

Después, y debajo del valor del estadístico del modelo -que es igual 111,724 para 50 grados de libertad-, aparece el **valor crítico de la probabilidad ( $p^c$ )** -PROBABILITY VALUE- que ha de ser mayor que 0,05 ó 0,01 -significatividad- para aceptar el modelo propuesto -hipótesis nula-. Como se puede observar  $p^c < 0,001$ , que significa que **el modelo inicial** es un suceso bastante improbable y, por tanto, **debe ser rechazado**. La misma **conclusión se obtiene al analizar los índices de ajuste**. Estos son: el NFI -BENTLER-BONETT NORMED FIT INDEX-<sup>288</sup>; el NNFI -BENTLER-BONETT NONORMED FIT INDEX-<sup>289</sup>; y el índice de ajuste comparativo CFI -COMPARATIVE FIT INDEX-<sup>290</sup> -que es el más apropiado de los tres<sup>291</sup>-. Con un rango de variación entre 0 y 1, se considera que el ajuste es aceptable cuando toman un valor

---

<sup>287</sup> Para una explicación de CAIC véase Bentler (1992).

<sup>288</sup>  $NFI = [\chi_o^2 - \chi_k^2] / \chi_o^2$ , siendo  $\chi_o^2$  el valor del estadístico para el modelo nulo y  $\chi_k^2$  el valor del modelo que se propone.

<sup>289</sup>  $NNFI = |[(n\chi_o^2/df_o) - (n\chi_k^2/df_k)] / [(n\chi_o^2/df_o) - 1]|$ , siendo  $n$  el tamaño muestral,  $df_o$  los grados de libertad del modelo nulo y  $df_k$  los grados de libertad del modelo que se propone. Lógicamente,  $NNFI > NFI$ .

<sup>290</sup>  $CFI = |[(\chi_o^2 - df_o) - (\chi_k^2 - df_k)] / (\chi_o^2 - df_o)|$

<sup>291</sup> Véase Byrne, 1994, p. 55.

> 0,9. En este caso los tres están debajo del umbral indicado, en concreto el  $CFI=0,772<0,9$ .

La información de la significación conjunta del modelo concluye con un resumen sobre el **proceso de convergencia de la función** de ajuste -ITERATIVE SUMMARY-. En él se ofrece: el **número de iteraciones** necesarias<sup>292</sup> para conseguirla -siendo deseable un número bajo- aquí son 14; la **media absoluta de cambio** en los parámetros estimados -PARAMETER ABS CHANGE- en cada iteración, que marca el umbral para conseguir la convergencia -el proceso se detiene cuando es <0,001-, aquí lo hizo con 0,000802; el parámetro  $\alpha$ <sup>293</sup> -ALPHA- que debe ser igual a uno para indicar que la función de ajuste decrece en las iteraciones; y, por último, el **valor de la función de ajuste**<sup>294</sup> -FUNCTION-, que en la última iteración tiene que ser pequeño para obtener un estadístico  $\chi^2$  lo más reducido posible<sup>295</sup>. En este caso es

---

<sup>292</sup> El máximo por defecto es de treinta. Si al llegar al límite no se produce la convergencia, el proceso se detiene apareciendo un mensaje de aviso en la salida.

```
.....
** NOTE: DO NOT TRUST THIS OUTPUT.  ITERATIVE PROCESS HAS NOT CONVERGED.  MAXIMUM NUMBER OF ITERATIONS WAS REACHED.  **
** 30 ITERATIONS HAVE BEEN COMPLETED AND THE PROGRAM STOPPED.  CHECK PARAMETER IDENTIFICATION.  **
** IF IDENTIFIED, USE THE UPDATED PARAMETERS TO START AGAIN.  **
** SUBSEQUENT METHODS WILL NOT BE COMPUTED DUE TO ITERATIVE FAILURE.  **
.....
```

El problema se puede resolver aumentando el número máximo de iteraciones o dando unos valores iniciales apropiados a los parámetros.

<sup>293</sup> Es un parámetro de una de las dos ecuaciones del método de Gauss-Newton modificado, empleado por EQS para minimizar la función de ajuste -véase Bentler 1985, pp. 55 y 56-.

<sup>294</sup> Recuérdesse que era -página 107- para el método de máxima verosimilitud:

$$F_{ML}(V; \Sigma^x) = \text{tr}(V\Sigma^{x-1}) + \log|\Sigma^x| - \log|V| - p(2.2.9.)$$

<sup>295</sup> La relación entre los dos conceptos aparece en la pág. 117.

1,39655 -excesivamente alto- demostrándose una vez más que el ajuste no es bueno.

La significación individual de los parámetros queda recogida en los tres cuadros que siguen. El primero -Cuadro A5.1.1.f.- detalla la significación de los coeficientes de las ecuaciones del modelo de medida. En él aparecen los valores de

**CUADRO A5.1.1.f.  
SIGNIFICACIÓN INDIVIDUAL DE LOS COEFICIENTES**

MEASUREMENT EQUATIONS WITH STANDARD ERRORS AND TEST STATISTICS				
V1	=V1	=	1.000 F1	+ 1.000 E1
V2	=V2	=	-.676*F1	+ 1.000 E2
			.326	
			-2.072	
V3	=V3	=	.016*F1	+ 1.000 E3
			.082	
			.202	
V4	=V4	=	.295*F1	+ 1.000 E4
			.104	
			2.821	
V5	=V5	=	.022*F1	+ 1.000 E5
			.083	
			.265	
V6	=V6	=	1.000 F2	+ 1.000 E6
V7	=V7	=	-.341*F2	+ 1.000 E7
			.115	
			-2.962	
V8	=V8	=	.947*F2	+ 1.000 E8
			.072	
			13.066	
V9	=V9	=	.266*F2	+ 1.000 E9
			.075	
			3.525	
V10	=V10	=	1.000 F3	+ 1.000 E10
V11	=V11	=	.752*F3	+ 1.000 E11
			.104	
			7.266	
V12	=V12	=	.814*F3	+ 1.000 E12
			.102	
			7.954	

los coeficientes, sus errores estándar y el estadístico  $z^{296}$  que tiene que ser  $>1,96$  para un nivel de significación del 5% -ó

<sup>296</sup>

$$z = \beta^* / \sigma^*$$

siendo  $\beta^*$  la estimación y  $\sigma^*$  el error estándar, distribuyéndose como una  $N(0,1)$ . A continuación, se compara el valor del estadístico  $z$  con el tabular  $z_{\alpha/2}$  para un determinado nivel de significación -casi siempre es el 5% con lo que  $z_{\alpha/2}=1,96$ - (véase pág. 115).

>1,645 para un 10%- para rechazar la hipótesis nula de coeficiente igual a cero.

Como puede comprobarse en el cuadro de la página anterior, la mayoría de los coeficientes son estadísticamente significativos, excepto los de las ecuaciones tercera -V3 (COEVAR) y F1- y quinta -V5 (SALSU) y F1- por tener errores estándar extremadamente pequeños. Esto puede significar que los dos coeficientes señalados son cuasidependientes linealmente de otros parámetros; por lo tanto, habrá que considerar su exclusión en una etapa posterior. También conviene señalar que en las cargas factoriales de las ecuaciones primera, sexta y décima, no se han escrito los errores estándar ni los estadísticos, porque no han sido objeto de estimación -recuérdese que tienen un valor fijo igual a la unidad<sup>297</sup>-. .

El estudio de las varianzas de las variables independientes -factores y errores- aparece en el Cuadro A5.1.1.g.. En éste -parte superior- se observan las varianzas de los factores que han sido fijadas en la unidad para evitar el problema de la indeterminación de la escala de medida<sup>298</sup>. Seguidamente, las estimaciones de las varianzas de los términos de error, con sus correspondientes errores estándar y estadísticos, donde se constatan problemas en  $\text{Var}(E1)$ ,  $\text{Var}(E2)$  y  $\text{Var}(E6)$ . Las varianzas de E1 y E6 tienen relación con

---

<sup>297</sup> Restricciones ya descritas en la página 180  $\{\lambda_{11} = \lambda_{62} = \lambda_{103} = 1\}$ ; cuya necesidad fue demostrada en las páginas 185 a 189.

<sup>298</sup> Véase la página 98.

**CUADRO A5.1.1.g.**  
**SIGNIFICACIÓN INDIVIDUAL DE LAS VARIANZAS**  
**DE LAS VARIABLES INDEPENDIENTES**

VARIANCES OF INDEPENDENT VARIABLES				
V		F		
---		---		
		I F1 - F1	1.000	I
		I		I
		I		I
		I		I
		I F2 - F2	1.000	I
		I		I
		I		I
		I F3 - F3	1.000	I
		I		I
		I		I
		I		I
VARIANCES OF INDEPENDENT VARIABLES				
E		D		
---		---		
E1 - V1	.026*I			I
	.160 I			I
	.166 I			I
	I			I
E2 - V2	.543*I			I
	.416 I			I
	1.305 I			I
	I			I
E3 - V3	1.000*I			I
	.158 I			I
	6.325 I			I
	I			I
E4 - V4	.915*I			I
	.142 I			I
	6.438 I			I
	I			I
E5 - V5	1.000*I			I
	.158 I			I
	6.326 I			I
	I			I
E6 - V6	.030*I			I
	.147 I			I
	.203 I			I
	I			I
E7 - V7	.926*I			I
	.148 I			I
	6.261 I			I
	I			I
E8 - V8	.000*I			I
	.018 I			I
	.000 I			I
	I			I
E9 - V9	.930*I			I
	.141 I			I
	6.602 I			I
	I			I
E10 - V10	.254*I			I
	.100 I			I
	2.549 I			I
	I			I
E11 - V11	.530*I			I
	.103 I			I
	5.154 I			I
	I			I
E12 - V12	.449*I			I
	.098 I			I
	4.596 I			I
	I			I

la primera y sexta ecuaciones, que tienen cargas factoriales sujetas a restricción  $-\lambda_{11}=\lambda_{62}=1$ . Por lo tanto, **es de esperar que las varianzas de estos errores sean pequeñas**; en este caso  $\text{Var}(E1)=0,26$  y  $\text{Var}(E6)=0,30$  que son bajas si se comparan con las otras. **La de E2** tienen un error estándar moderadamente alto, que

la hace **aceptable para un nivel de significación del 20%** -con un valor de tablas de 1,28-. Por último, recordar que la varianza del error asociado a la variable DISTRI fue fijada en el límite inferior de lo estadísticamente admisible, porque es una variable que queda casi completamente explicada por el factor de distribución sectorial.

En el Cuadro A5.1.1.h. se ofrecen las estimaciones y pruebas de significación para las **covarianzas y correlaciones** <sup>299</sup>**entre las variables independientes**, tal y como se definieron en el modelo inicial<sup>300</sup>. En la parte superior aparecen las que **ligan linealmente a los factores, siendo estadísticamente significativas** al 10% Cov(F1F2), 5% Cov(F1F3) y 20% Cov(F2F3). Los valores y signos de las covarianzas -correlaciones- prueban la existencia de asociaciones pequeñas y negativas entre el factor de distribución y los otros, y una más elevada y positiva entre el factor de estructura sectorial y el de decisiones de inversión -en el Capítulo IV se explicó con detalle su significación económica-. Como puede verificarse, los valores de las covarianzas de los factores coinciden con los de las correlaciones -CORRELATIONS AMONG INDEPENDENT VARIABLES-.

A continuación se recogen las **covarianzas entre los términos de error** -que se interpretan como asociaciones entre las correspondientes VO- siendo **todas ellas significativas al 5%**.

---

<sup>299</sup> En el caso de los factores al dar a sus varianzas el valor uno, las covarianzas se convierten en correlaciones.

<sup>300</sup> Página 179.

Destacando los altos valores que registran las correspondientes a los errores de COSER -coste de los servicios- y PUBPV -importancia de la publicidad-, CONCO -relación entre costes de las materias primas y salariales- y DISTRI -distribución-.

CUADRO A5.1.1.h.  
ESTIMACIÓN Y SIGNIFICACIÓN DE LAS COVARIANZAS Y CORRELACIONES ENTRE VARIABLES INDEPENDIENTES

COVARIANCES AMONG INDEPENDENT VARIABLES					
V		F			
---					
	I	F2	-	F	-.100*I
	I	F1	-	F.	.056 I
	I				-1.782 I
	I				I
	I	F3	-	F3	.307*I
	I	F1	-	F1	.101 I
	I				3.037 I
	I				I
	I	F3	-	I	-.096*I
	I	F2	-		.074 I
	I				-1.294 I
	I				I
R2	-				.864*I
R1	-				.328 I
					2.637 I
					I
R5	-	V			.425*I
R4	-	V-			.115 I
					3.699 I
					I
R8	-	V4			-.706*I
R6	-	V6			.109 I
					-6.468 I
					I
R8	-	V8			.907*I
R7	-	V7			.169 I
					5.357 I
					I
CORRELATIONS AMONG INDEPENDENT VARIABLES					
V		F			
---					
	I	F2	-	F2	-.100*I
	I	F1	-	F1	I
	I				I
	I	F3	-	F3	.307*I
	I	F1	-	F1	I
	I				I
	I	F3	-	F3	-.096*I
	I	F2	-	F2	I
	I				I
CORRELATIONS AMONG INDEPENDENT VARIABLES					
E		F			
---					
R2	-	V2			7.202*I
R1	-	V1			I
					I
R5	-	V5			444*I
R4	-	V4			I
					I
R8	-	V8			*X 000*I
R6	-	V6			I
					I
R8	-	V8			*X 000*I
R7	-	V7			I
					I
					I

Por último se ofrecen las correlaciones entre los términos de error que utilizan la información ya vista sobre las varianzas

y covarianzas. No es de extrañar, pues, que no se hayan calculado  $\text{Cor}(E6E8)$  y  $\text{Cor}(E7E8)$ , dado que quedan indeterminadas al ser  $\text{Var}(E8)=0$ , y que  $\text{Cor}(E1E2)>1$  porque  $\text{Var}(E1)=0,26$ , valor anormalmente pequeño que hace que la correlación entre E1 y E2 esté fuera de rango.

La **solución estandarizada** del conjunto de ecuaciones del modelo de medida inicial -Cuadro A5.1.1.i.- se obtiene tras reescalar todas las variables -observables, factores, errores y perturbaciones- haciendo que su varianza sea igual a la unidad. En consecuencia, todos los coeficientes de las ecuaciones tienen una interpretación semejante -coeficientes de correlación-, cosa que no ocurre en la solución no estandarizada -Cuadro A5.1.1.f.-. Por ello se ha utilizado la estandarizada como solución final del modelo -Capítulo IV-, empleándose **para verificar si los valores de los parámetros son consistentes con la teoría que se estudia**

**CUADRO A5.1.1.i.  
SOLUCIÓN ESTANDARIZADA**

STANDARDIZED SOLUTION:

V1	=V1	=	.987 F1	+	.161 E1
V2	=V2	=	-.676*F1	+	.737 E2
V3	=V3	=	.016*F1	+	1.000 E3
V4	=V4	=	.294*F1	+	.956 E4
V5	=V5	=	.022*F1	+	1.000 E5
V6	=V6	=	.985 F2	+	.170 E6
V7	=V7	=	-.334*F2	+	.943 E7
V8	=V8	=	1.000*F2	+	.000 E8
V9	=V9	=	.266*F2	+	.964 E9
V10	=V10	=	.893 F3	+	.450 E10
V11	=V11	=	.719*F3	+	.695 E11
V12	=V12	=	.772*F3	+	.636 E12

La manera de detectar los parámetros responsables del mal ajuste del modelo es a través de las **pruebas de Wald y del Multiplicador de Lagrange**<sup>301</sup> -Cuadros A5.1.1.j. y A5.1.1.k.-.

---

<sup>301</sup> Estas fueron solicitadas al final del programa de control -líneas 58 y 59-, mediante las instrucciones /WTEST y /LMTEST. Por eso aparecen en último lugar, después incluso de la frase



Cuando se está evaluando la significación de un parámetro del modelo, no es lo más idóneo emplear el estadístico  $z$  -que es un test univariante- porque no considera el efecto que tiene sobre el conjunto de parámetros su inclusión o supresión. Es más apropiado utilizar una prueba de significación multivariante como la de Wald<sup>302</sup>.

El test de Wald estudia la conveniencia de fijar en cero el valor de algunos de los parámetros libres -objeto de estimación- sin una substancial pérdida de bondad en el ajuste. Para hacerlo incorpora inicialmente el parámetro menos significativo -el de menor valor en el estadístico  $z$ -, indicando el incremento que sufre el estadístico  $\chi^2$  -de bondad de ajuste- al hacer que su valor sea cero. Si el aumento es menor que la ganancia inducida por un grado de libertad -que es de 3,841-, la nueva restricción es estadísticamente significativa y podrá incorporarse al modelo. Esto es lo que mide el valor crítico de la probabilidad  $p^c$ , que tiene que ser mayor que 0,05 para demostrar la conveniencia de la restricción.

Seguidamente, y de forma iterativa, se añade el parámetro que produce el segundo menor aumento del estadístico y cumple que  $p^c > 0,05$ . Así se procede con todos los demás parámetros susceptibles de inclusión hasta no encontrar ninguno.

---

"END OF METHOD". Si se desea más información sobre las mismas se puede consultar Bentler, 1986.

<sup>302</sup> Véase Byrne, 1994, pp. 150 y 151.

En el caso que nos ocupa **aparecen siete parámetros**: las varianzas de términos de error (E1,E1), (E6,E6) -ligados a dos de las variables cuya carga factorial se situó en uno- y (E2,E2) -que tenía un error estándar elevado-; los coeficientes (V3,F1) y (V5,F1), de la tercera y quinta ecuaciones -recuérdese que las pruebas de significación individual eran <1,96-; y la covarianza (F3,F2) -significativa al 20%- . Parece aconsejable, a la luz de lo visto, **eliminar las variables V3 (COEVAR) y V5 (SALSU)**.

**CUADRO A5.1.1.j.  
TEST DE WALD**

WALD TEST (FOR DROPPING PARAMETERS)						
MULTIVARIATE WALD TEST BY SIMULTANEOUS PROCESS						
CUMULATIVE MULTIVARIATE STATISTICS				UNIVARIATE INCREMENT		
STEP	PARAMETER	CHI-SQUARE	D.F.	PROBABILITY	CHI-SQUARE	PROBABILITY
1	E1,E1	0.027	1	0.868	0.027	0.868
2	V3,F1	0.066	2	0.967	0.039	0.844
3	E6,E6	0.107	3	0.991	0.041	0.840
4	V5,F1	0.173	4	0.996	0.067	0.796
5	F3,F2	1.811	5	0.875	1.638	0.201
6	E2,E2	3.662	6	0.722	1.850	0.174
7	F2,F1	4.854	7	0.678	1.192	0.275

La prueba del Multiplicador de Lagrange -Cuadro A5.1.1.k.- hace lo contrario que la de Wald, permite identificar aquellos parámetros que al ser liberados mejoran el ajuste. Se divide a su vez en dos tipos de pruebas: una univariante y otra multivariante. La primera -UNIVARIATE TEST STATISTICS-, muestra los parámetros objeto de posible inclusión ordenados de mayor a menor, según el valor de la reducción que provocan en el estadístico  $\chi^2$ .

**CUADRO A5.1.1.k.**  
**TEST DEL MULTIPLICADOR DE LAGRANGE**

LAGRANGIAN MULTIPLIER TEST REQUIRES 10369 WORDS OF MEMORY.  
PROGRAM ALLOCATES 100000 WORDS.

**LAGRANGE MULTIPLIER TEST (FOR ADDING PARAMETERS)**

**ORDERED UNIVARIATE TEST STATISTICS:**

NO	CODE	PARAMETER	CHI-SQUARE	PROBABILITY	PARAMETER CHANGE
1	2 12	V11,F1	13.964	0.000	0.258
2	2 12	V10,F1	6.783	0.009	-0.178
3	2 12	V11,F2	5.478	0.019	0.130
4	2 12	V10,F2	5.024	0.025	-0.125
5	2 12	V2,F3	4.073	0.044	0.437
6	2 12	V8,F1	2.711	0.100	-0.127
7	2 12	V1,F2	2.634	0.105	0.205
8	2 0	V10,F3	2.177	0.140	-0.162
9	2 0	F3,F3	2.177	0.140	-0.325
10	2 12	V1,F3	2.055	0.152	0.331
11	2 12	V6,F1	2.014	0.156	0.090
12	2 12	V4,F2	1.709	0.191	-0.077
13	2 12	V8,F3	1.628	0.202	-0.144
14	2 12	V9,F1	1.433	0.231	-0.092
15	2 12	V5,F2	1.349	0.245	0.072
16	2 12	V6,F3	1.188	0.276	0.101
17	2 12	V9,F3	0.806	0.369	-0.102
18	2 12	V2,F2	0.803	0.370	0.084
19	2 12	V3,F2	0.657	0.418	-0.056
20	2 12	V12,F2	0.393	0.531	0.033
21	2 12	V12,F1	0.322	0.570	-0.038
22	2 0	F1,F1	0.170	0.680	-0.430
23	2 0	V1,F1	0.170	0.680	-0.215
24	2 12	V7,F1	0.148	0.700	-0.025
25	2 12	V5,F3	0.117	0.733	-0.038
26	2 12	V3,F3	0.099	0.753	-0.039
27	2 12	V7,F3	0.089	0.765	-0.028
28	2 0	V6,F2	0.002	0.963	-0.011
29	2 0	F2,F2	0.002	0.963	-0.023
30	2 12	V4,F3	0.000	0.983	-0.002

MULTIVARIATE LAGRANGE MULTIPLIER TEST BY SIMULTANEOUS PROCESS IN STAGE 1  
PARAMETER SETS (SUBMATRICES) ACTIVE AT THIS STAGE ARE:  
PVV PFV PFF PDD GVV GVF GFV GFF BVF BFF

CUMULATIVE MULTIVARIATE STATISTICS					UNIVARIATE INCREMENT	
STEP	PARAMETER	CHI-SQUARE	D.F.	PROBABILITY	CHI-SQUARE	PROBABILITY
1	V11,F1	13.964	1	0.000	13.964	0.000
2	V11,F2	18.808	2	0.000	4.844	0.028
3	V2,F3	22.881	3	0.000	4.073	0.044

Siguiendo este criterio en primer lugar aparece una carga factorial denominada (V11,F1), que relaciona la variable V11 (INVPR) con F1 (estructura sectorial). Si se introduce en el modelo la ecuación undécima se transforma y en vez de aparecer

$$X_{11} = \lambda_{113}\xi_3 + \varepsilon_{11}$$

lo hace

$$X_{11} = \lambda_{111}\xi_1 + \lambda_{113}\xi_3 + \varepsilon_{11}$$

,que en terminología de EQS equivale a  $V11 = *F1 + *F3 + E11$ . La

inclusión del coeficiente supone una reducción bruta de 13,964 puntos en el estadístico  $\chi^2$  con una pérdida de un grado de libertad. Al ser  $\chi^2_{11} = 3,841$ <sup>303</sup> para un nivel de significación del 5%, la reducción neta es 10,123, valor que al ser positivo indica que la pérdida de un grado de libertad queda suficientemente compensada. Esto queda recogido en el valor crítico de la probabilidad  $p^c$ , que, al ser  $<0,05$ , supone que es significativa la inclusión del parámetro. Finalmente, aparece el cambio que se produce en el valor del parámetro -PARAMETER CHANGE- si se libera; en el caso del parámetro que se está analizando pasa de  $\lambda_{111}=0$  a  $\lambda_{111}=0,258$ .

Tras lo expuesto puede comprobarse que **sólo tiene sentido estadístico considerar la inclusión de los cinco primeros parámetros propuestos**, que son los únicos que provocan  $\nabla\chi^2 > 3,841$  y tienen  $p^c < 0,05$ .

En segundo lugar se detalla la prueba para el caso multivariante -MULTIVARIATE LAGRANGE MULTIPLIER-, que permite considerar de forma conjunta la liberación de parámetros siguiendo un proceso secuencial. En el paso inicial se incluye el parámetro que provoca una mayor reducción en el estadístico de bondad de ajuste; en esta ocasión (V11,F1). A continuación se introduce aquél -(V11,F2)-, que una vez liberado el primero, induce una mayor reducción en la prueba de la  $\chi^2$ . Así se procede

---

<sup>303</sup> Es la cantidad en que se incrementa la prueba de bondad de ajuste por pasar de 50 a 49 grados de libertad.

hasta llegar al primer parámetro que no produce una mejoría en el ajuste.

Puede observarse en este caso -Cuadro A5.1.1.k.- que hay **tres parámetros** encadenados -los que ocupan las posiciones 1, 3 y 5 en el test univariante- que cumplen las condiciones requeridas para ser incorporados al modelo. Han desaparecido en el proceso (V10,F1) y (V10,F2), que eran estadísticamente significativos en la prueba univariante. La razón de esto es que tienen correlaciones altas con los tres coeficientes que sí aparecen.

Tras analizar los resultados obtenidos, se puede afirmar que el ajuste del modelo inicial empleando la información del año 1984 no es aceptable -CFI=0,772-. Además se han constatado serios problemas en la estimación de algunos parámetros. Por lo tanto, se proponen como vías alternativas:

- a) Eliminación de la variable V3 (COEVAR) y/o la V5 (SALSU) -como se vió en el test de Wald- y/o
- b) Introduucción de una carga factorial que relacione V11 (INVPR) con F1 -por el test del Multiplicador de Lagrange-.

### A5.1.1.2. Modelo final.

Tras comprobar que el modelo inicial no era aceptable, se intentaron diferentes versiones del mismo<sup>304</sup>-modelos anidados-

#### CUADRO A5.1.1.a'. PROGRAMA DE CONTROL PARA EL MODELO FINAL

EQS, A STRUCTURAL EQUATION PROGRAM  
COPYRIGHT BY P.M. BENTLER

BNDP STATISTICAL SOFTWARE INC.  
VERSION 4.02 (C) 1985 - 1993.

##### PROGRAM CONTROL INFORMATION

```
1 /TITLE
2 MODELO analisis factorial confirmatorio
3 eliminando V11, V5, V3,
4 con valores iniciales
5 con E4E4, E6E6 y V10F3 fijos
6 /SPECIFICATIONS
7 VARIABLES=12; CASES=81;
8 METHODS=ML;
9 MATRIX=CORRELATION;
10 /TEC ITR=50
11 /EQUATIONS
12 V1= .555*F1 + E1;
13 V2= -.702*F1 + E2;
14 V4= .425*F1 + E4;
15 V6= .164*F2 + E6;
16 V7= .281*F2 + E7;
17 V8= .676*F2 + E8;
18 V9= .569*F2 + E9;
19 V10= F3 + E10;
20 V12= .650*F3 + E12;
21 /VARIANCES
22 F1= 1.0;
23 F2= 1.0;
24 F3= 1.0;
25 E1= .692*;
26 E2= .507*;
27 E4= 1.0;
28 E6= 1.0;
29 E7= .921*;
30 E8= .624*;
31 E9= .677*;
32 E10= *;
33 E12= *;
34 /COVARIANCES
35 F1, F2 = -.441*;
36 F1, F3 = .222*;
37 F2, F3 = -.309*;
38 E1, E2 = .587*;
39 E7, E6 = *;
40 E7, E8 = .556*;
41 /MATRIX
42 1.000
43 .197 1.000
44 -.020 -.029 1.000
45 .160 -.363 -.111 1.000
46 -.144 -.208 -.068 .431 1.000
47 .218 .242 .050 -.015 -.013 1.000
48 -.339 -.106 -.162 -.172 -.076 -.309 1.000
49 -.316 .127 -.196 -.230 .008 .236 .638 1.000
50 -.007 .251 -.066 -.033 .056 .222 .201 .476 1.000
51 .260 -.039 -.024 .047 -.019 -.088 -.110 -.250 -.161 1.000
52 .554 -.003 .007 .075 -.111 .390 -.265 -.159 .027 .571 1.000
53 .305 .051 -.077 .012 -.011 .010 -.093 -.130 -.097 .650 .501 1.000
54 /WTEST
55 /LMTEST
56 /END
```

con objeto de encontrar aquél que mejor reprodujera la matriz de correlación muestral. Obteniéndose el modelo que es

---

<sup>304</sup> Según lo que iban señalando las pruebas de Wald y Lagrange.

denominado final -Cuadro A5.1.1.a'-<sup>305</sup>.

En el Cuadro A5.1.1.b'. se observa que no han aparecido problemas graves en la estimación. Además, se advierte que hay un aumento en el valor del determinante de la matriz de correlaciones, que pasa de 0,0148 a 0,0669 -más de cuatro veces la cuantía correspondiente al modelo inicial-. Este incremento es coherente con la exclusión de las variables SALSU y ,sobre todo, INVPR porque se han suprimido algunas redundancias innecesarias<sup>306</sup>. También se indica que la varianza del término de error de la décima ecuación -parámetro E10E10- ha sido fijada en cero. Quiere decir que la variable INVEX -que era aquella cuyo coeficiente estaba fijado en uno- se identifica plenamente con el tercer factor, dado que **está medida sin error**.

**CUADRO A5.1.1.b'.**  
**PRIMEROS MENSAJES DE LA SALIDA**

```
56 RECORDS OF INPUT MODEL FILE WERE READ

*** WARNING *** ANALYZE COVARIANCE MATRIX FROM INPUT CORRELATION MATRIX BUT NO /STANDARD DEVIATION
FOUND
      ANALYSIS=CORRELATION; IS ASSUMED

CORRELATION MATRIX TO BE ANALYZED:  9 VARIABLES (SELECTED FROM 12 VARIABLES)
BASED ON      81 CASES.

BENTLER-WEEKS STRUCTURAL REPRESENTATION:

      NUMBER OF DEPENDENT VARIABLES =  9
      DEPENDENT V'S :      1      2      4      6      7      8      9      10      12

      NUMBER OF INDEPENDENT VARIABLES = 12
      INDEPENDENT F'S :      1      2      3
      INDEPENDENT E'S :      1      2      4      6      7      8      9      10      12

3RD STAGE OF COMPUTATION REQUIRED      4911 WORDS OF MEMORY.
PROGRAM ALLOCATE 100000 WORDS

DETERMINANT OF INPUT MATRIX IS  0.66872E-01

PARAMETER      CONDITION CODE
E10,E10        CONSTRAINED AT LOWER BOUND
```

<sup>305</sup> Empleando las reglas de sintaxis del programa de control de EQS, tal y como fueron enumeradas en el apartado anterior.

<sup>306</sup> Si se analiza la matriz de correlaciones del año 1984 se observa que INVPR tiene correlaciones >0,5 con TINV e INVEX.

En lo referente a los **residuos** se advierte una **mejoría bastante significativa**. Las medias absolutas experimentan una sensible reducción, del orden del 40% -la absoluta considerando la diagonal principal pasa de 0,106 a 0,066-; existiendo no obstante algunas correlaciones elevadas -especialmente la de COSER y MARGEN, V6V1-, pero no del tamaño de las vistas en el modelo inicial. El histograma muestra una distribución que se ajusta bastante bien a la normal: simétrica y con bastantes observaciones agrupadas en el centro -71,11% en los números 6 y 7 del eje de abscisas-<sup>307</sup> .

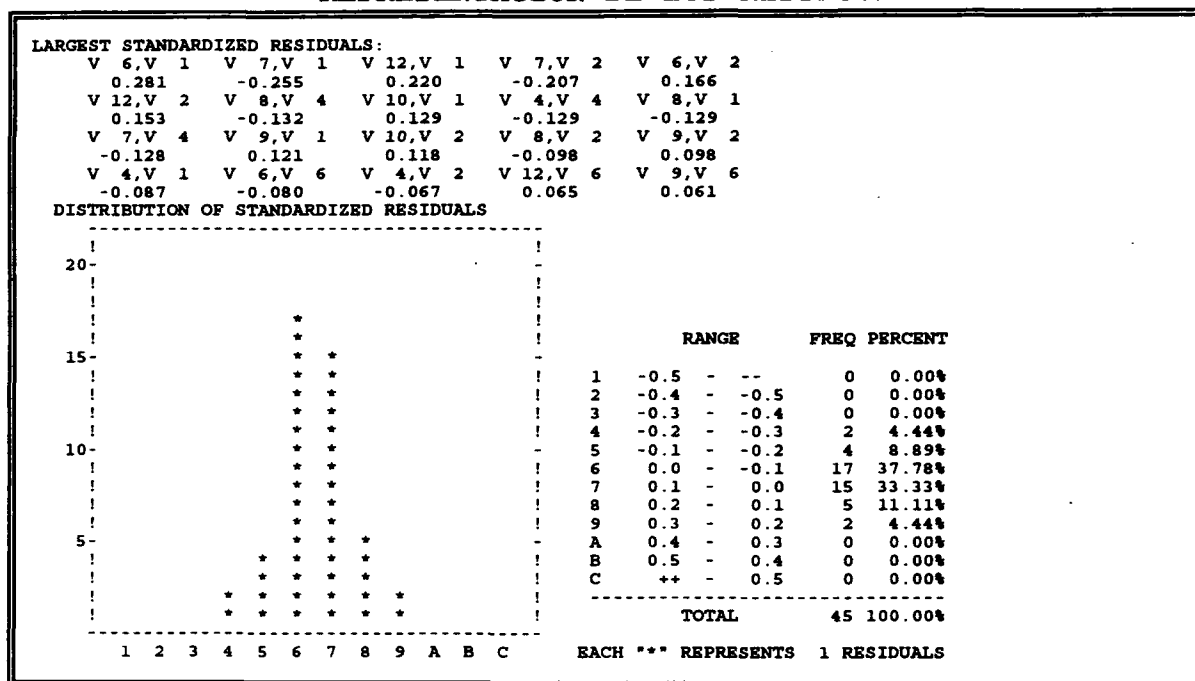
**CUADRO A5.1.1.c' .**  
**MATRIZ DE COVARIANZAS DE LOS RESIDUOS**

MAXIMUM LIKELIHOOD SOLUTION (NORMAL DISTRIBUTION THEORY)						
RESIDUAL COVARIANCE MATRIX (S-SIGMA) :						
-----						
STANDARDIZED RESIDUAL MATRIX:						
		V1	V2	V4	V6	V7
		V 1	V 2	V 4	V 6	V 7
V1	V 1	0.000				
V2	V 2	0.000	0.000			
V4	V 4	-0.087	-0.067	-0.129		
V6	V 6	0.281	0.166	0.018	-0.080	
V7	V 7	-0.255	-0.207	-0.128	0.036	-0.016
V8	V 8	-0.129	-0.098	-0.132	0.000	0.000
V9	V 9	0.121	0.098	0.034	0.061	-0.011
V10	V 10	0.129	0.118	-0.021	-0.004	0.001
V12	V 12	0.220	0.153	-0.033	0.065	-0.021
		V8	V9	V10	V12	
		V 8	V 9	V 10	V 12	
V8	V 8	0.000				
V9	V 9	0.002	0.000			
V10	V 10	-0.002	0.008	0.000		
V12	V 12	0.031	0.013	0.000	0.000	
AVERAGE ABSOLUTE STANDARDIZED RESIDUALS						= 0.0661
AVERAGE OFF-DIAGONAL ABSOLUTE STANDARDIZED RESIDUALS						= 0.0764

<sup>307</sup> Recuérdese que en la  $N(0,1)$  entre 1 y -1 se encuentra el 68,26% de la masa de probabilidad.



**CUADRO A5.1.1.d' .  
REPRESENTACIÓN DE LOS RESIDUOS**



El Cuadro A5.1.1.e'. recoge los resultados de las pruebas de significación conjunta. Éstos demuestran claramente que el modelo propuesto no puede ser rechazado. La gran diferencia entre los estadísticos  $\chi^2$  para el modelo bajo la hipótesis nula y el propuesto, junto con los elevados valores conseguidos en el índice de ajuste comparativo  $-CFI=0,963>0,9$ - y crítico de la probabilidad  $-p^c=0,166>0,05$  ó  $0,01$ - **señalan que el ajuste es óptimo**. Además la información ofrecida en el proceso de convergencia confirma esta conclusión.

**CUADRO A5.1.1.e'.**  
**PRUEBAS DE SIGNIFICACIÓN CONJUNTA**

GOODNESS OF FIT SUMMARY			
INDEPENDENCE MODEL CHI-SQUARE =	216.398 ON	36 DEGREES OF FREEDOM	
INDEPENDENCE AIC =	144.39771	INDEPENDENCE CAIC =	22.19754
MODEL AIC =	-17.40543	MODEL CAIC =	-98.87221
CHI-SQUARE =	30.595 BASED ON	24 DEGREES OF FREEDOM	
PROBABILITY VALUE FOR THE CHI-SQUARE STATISTIC IS	0.16582		
THE NORMAL THEORY RLS CHI-SQUARE FOR THIS ML SOLUTION IS	26.025.		
BENTLER-BONETT NORMED FIT INDEX=	0.859		
BENTLER-BONETT NONNORMED FIT INDEX=	0.945		
COMPARATIVE FIT INDEX	=	0.963	
ITERATIVE SUMMARY			
ITERATION	PARAMETER ABS CHANGE	ALPHA	FUNCTION
1	0.182596	1.00000	0.39859
2	0.043922	1.00000	0.38426
3	0.020475	1.00000	0.38291
4	0.010872	1.00000	0.38260
5	0.005869	1.00000	0.38249
6	0.003689	1.00000	0.38245
7	0.001845	1.00000	0.38244
8	0.001194	1.00000	0.38243
9	0.000620	1.00000	0.38243

Los coeficientes de ajuste son estadísticamente significativos al 5% como puede constatarse en el Cuadro A5.1.1.f'. Sin embargo, las varianzas de los términos de error - pág. siguiente- presentan algún problema dado que no todas son significativas.

**CUADRO A5.1.1.f'.**  
**SIGNIFICACIÓN INDIVIDUAL DE LOS COEFICIENTES**

MEASUREMENT EQUATIONS WITH STANDARD ERRORS AND TEST STATISTICS			
V1	=V1 =	.686*F1	+1.000 E1
		.321	
		2.136	
V2	=V2 =	-.824*F1	+1.000 E2
		.346	
		-2.381	
V4	=V4 =	.360*F1	+1.000 E4
		.175	
		2.054	
V6	=V6 =	.283*F2	+1.000 E6
		.132	
		2.134	
V7	=V7 =	.373*F2	+1.000 E7
		.174	
		2.145	
V8	=V8 =	.835*F2	+1.000 E8
		.159	
		5.251	
V9	=V9 =	.568*F2	+1.000 E9
		.136	
		4.189	
V10	=V10 =	1.000 F3	+1.000 E10
V12	=V12 =	.650*F3	+1.000 E12
		.085	
		7.650	

**CUADRO A5.1.1.g' .  
SIGNIFICACIÓN INDIVIDUAL DE LAS VARIANZAS  
DE LAS VARIABLES INDEPENDIENTES**

VARIANCES OF INDEPENDENT VARIABLES			
		E	D
		---	---
E1 - V1		.530*I	I
		.427 I	I
		1.240 I	I
E2 - V2		I	I
		.321*I	I
		.553 I	I
E4 - V4		.581 I	I
		I	I
		1.000 I	I
E6 - V6		I	I
		1.000 I	I
		I	I
E7 - V7		.877*I	I
		.168 I	I
		5.224 I	I
E8 - V8		I	I
		.303*I	I
		.224 I	I
E9 - V9		1.356 I	I
		I	I
		.677*I	I
E10 - V10		.147 I	I
		4.591 I	I
		I	I
E12 - V12		.000*I	I
		.085 I	I
		.000 I	I
		I	I
		.578*I	I
		.091 I	I
		6.325 I	I
		I	I

El análisis de las **covarianzas y correlaciones** de las variables independientes -Cuadro A5.1.1.h'- **muestra que todas son significativas** al 10%, y la mayoría al 5%. La interpretación de las mismas junto con a la solución estandarizada -Cuadro A5.1.1.i'.- ya fueron abordadas en detalle en el Capítulo IV.

**CUADRO A5.1.1.h'.**  
**ESTIMACIÓN Y SIGNIFICACIÓN DE LAS COVARIANZAS Y CORRELACIONES**  
**ENTRE VARIABLES INDEPENDIENTES**

COVARIANCES AMONG INDEPENDENT VARIABLES									
V					F				
---					---				
			I	F2 - F2				-.327*I	
			I	F1 - F1				.160 I	
			I					-2.049 I	
			I	F3 - F3				.190*I	
			I	F1 - F1				.114 I	
			I					1.674 I	
			I	F3 - F3				-.298*I	
			I	F2 - F2				.120 I	
			I					-2.481 I	
E					D				
---					---				
E2 - V2				.402*I				I	
E1 - V1				.217 I				I	
				1.856 I				I	
				I				I	
E7 - V7				-.451*I				I	
E6 - V6				.072 I				I	
				-6.240 I				I	
				I				I	
E8 - V8				.326*I				I	
E7 - V7				.171 I				I	
				1.910 I				I	
				I				I	
CORRELATIONS AMONG INDEPENDENT VARIABLES									
V					F				
---					---				
			I	F2 - F2				-.327*I	
			I	F1 - F1				I	
			I					I	
			I	F3 - F3				.190*I	
			I	F1 - F1				I	
			I					I	
			I	F3 - F3				-.298*I	
			I	F2 - F2				I	
			I					I	
E					D				
---					---				
E2 - V2				.925*I				I	
E1 - V1				I				I	
				I				I	
E7 - V7				-.481*I				I	
E6 - V6				I				I	
				I				I	
E8 - V8				.633*I				I	
E7 - V7				I				I	
				I				I	

**CUADRO A5.1.1.i'**  
**SOLUCIÓN ESTANDARIZADA**

STANDARDIZED SOLUTION:									
V1	=V1	=	.686*F1	+	.728	E1			
V2	=V2	=	-.824*F1	+	.567	E2			
V4	=V4	=	.338*F1	+	.941	E4			
V6	=V6	=	.272*F2	+	.962	E6			
V7	=V7	=	.370*F2	+	.929	E7			
V8	=V8	=	.835*F2	+	.551	E8			
V9	=V9	=	.568*F2	+	.823	E9			
V10	=V10	=	1.000 F3	+	.000	E10			
V12	=V12	=	.650*F3	+	.760	E12			

Las pruebas de Wald y del Multiplicador de Lagrange indican que no son necesarios cambios relevantes en el modelo analizado. Por ello, no se aplica el test multivariante de Lagrange al no existir parámetros que puedan ser liberados, de

forma estadísticamente significativa -obsérvese que, en el univariante, no hay parámetros cuya inclusión generen  $\Delta\chi^2 > 3,841$ , que permitan compensar la pérdida de un grado de libertad-.

**CUADRO A5.1.1.j'.**  
**TEST DE WALD**

WALD TEST (FOR DROPPING PARAMETERS) CUMULATIVE MULTIVARIATE STATISTICS				UNIVARIATE INCREMENT	
STEP	PARAMETER	CHI-SQUARE	D.F.	PROBABILITY	CHI-SQUARE PROBABILITY
1	E2,E2	0.338	1	0.561	0.338 0.561
2	E1,E1	1.540	2	0.463	1.202 0.273
3	F3,F1	3.303	3	0.347	1.764 0.184
4	E8,E8	5.142	4	0.273	1.839 0.175
5	F2,F1	6.817	5	0.235	1.675 0.196
6	E8,E7	9.612	6	0.142	2.795 0.095
7	V4,F1	12.893	7	0.075	3.281 0.070

**CUADRO A5.1.1.k'.**  
**TEST DEL MULTIPLICADOR DE LAGRANGE**

```
LAGRANGIAN MULTIPLIER TEST REQUIRES      6436 WORDS OF MEMORY.
PROGRAM ALLOCATES      100000 WORDS.
```

LAGRANGE MULTIPLIER TEST (FOR ADDING PARAMETERS)

ORDERED UNIVARIATE TEST STATISTICS:

NO	CODE	PARAMETER	CHI-SQUARE	PROBABILITY	PARAMETER CHANGE
1	2 12	V1,F3	2.499	0.114	0.267
2	2 12	V2,F3	1.898	0.168	0.269
3	2 12	V4,F2	1.528	0.216	-0.249
4	2 12	V2,F2	1.280	0.258	-0.319
5	2 0	E4,E4	1.049	0.306	-0.202
6	2 12	V6,F1	0.850	0.357	0.076
7	2 12	V8,F1	0.517	0.472	-0.064
8	2 12	V7,F1	0.361	0.548	0.041
9	2 12	V12,F1	0.314	0.575	0.040
10	2 12	V10,F1	0.293	0.588	-0.057
11	2 0	E6,E6	0.271	0.603	-0.085
12	2 12	V12,F2	0.158	0.691	0.041
13	2 12	V1,F2	0.149	0.699	-0.093
14	2 12	V10,F2	0.117	0.732	-0.046
15	2 12	V4,F3	0.048	0.827	-0.028
16	2 12	V9,F3	0.014	0.907	0.014
17	2 12	V8,F3	0.005	0.945	-0.007
18	2 12	V9,F1	0.003	0.957	0.006
19	2 12	V7,F3	0.000	0.983	0.002
20	2 12	V6,F3	0.000	0.985	-0.002
21	2 0	F3,F3	0.000	1.000	0.000
22	2 0	V10,F3	0.000	1.000	0.000
23	2 0	F1,F1	0.000	1.000	0.000
24	2 0	F2,F2	0.000	1.000	0.000

```
***** NONE OF THE UNIVARIATE LAGRANGE MULTIPLIERS IS SIGNIFICANT,
***** THE MULTIVARIATE TEST PROCEDURE WILL NOT BE EXECUTED.
```

**Después del examen detallado de todos los cuadros anteriores, ha quedado suficientemente demostrado que el modelo final propuesto reproduce de forma adecuada la matriz de correlaciones. Buena prueba de ello es que las correlaciones de los datos están explicadas en un 96,3% -CFI=0,963- y casi todos los parámetros son estadísticamente significativos -la mayoría al 5%-.**

#### **A5.1.2. Resultados para el período de análisis: 1982-1992.**

En las páginas que siguen se recogen los resultados de los restantes modelos de medida -1982 a 1983 y 1985 a 1992-. En cada uno se incluye un cuadro con un extracto de la salida de EQS -la salida completa aparece en el disquete que se adjunta-. También se añaden -en algunas ocasiones- aclaraciones sobre aquellas partes no recogidas en el resumen, especialmente las que se refieren a la significación individual de algunos parámetros.

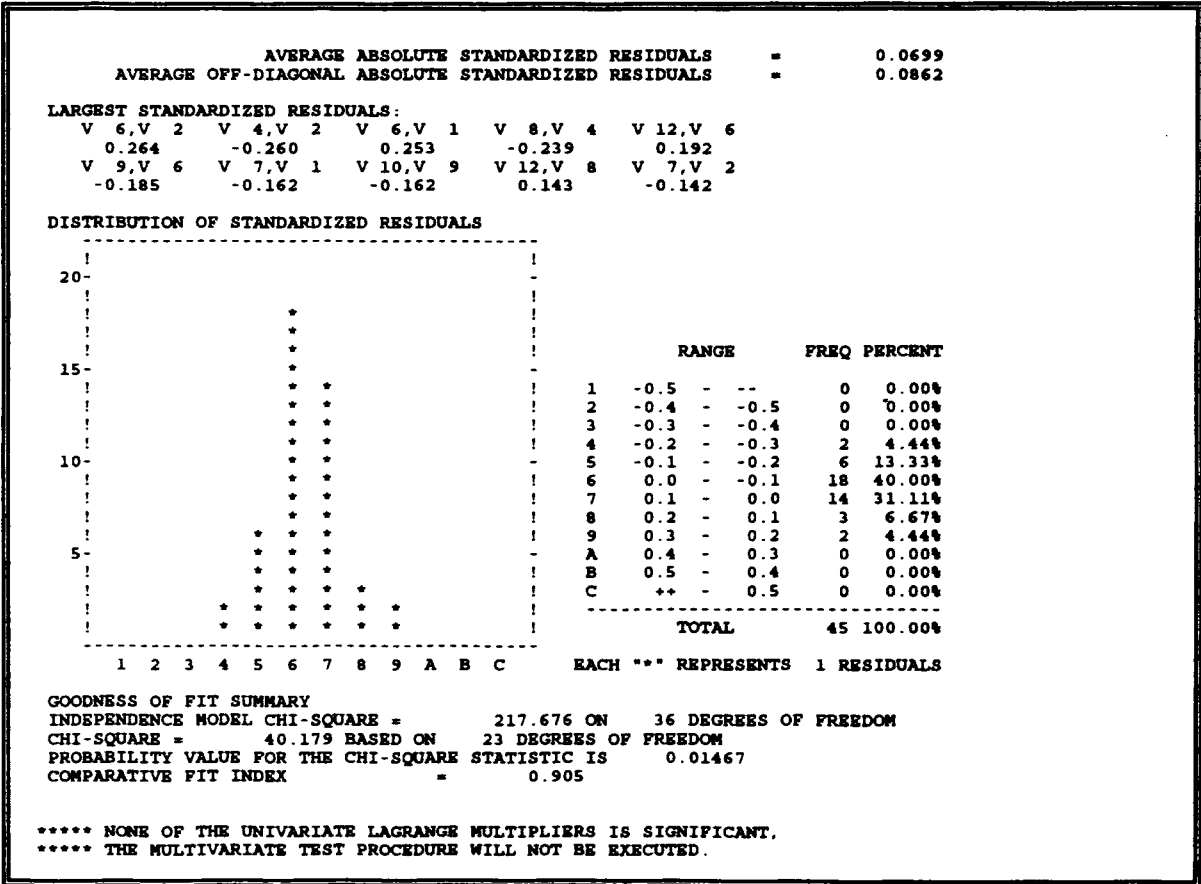
A5.1.2.1. Continuación de la crisis: 1982-1984.

AÑO 82

Como se observa en el Cuadro A5.1.2.a. el resultado no es tan satisfactorio como el de 1984. Sin embargo un  $CFI > 0,9$  - que es el principal criterio de decisión- señala que el modelo obtenido es aceptable.

Los residuos estandarizados muestran que hay algunos problemas en la estimación. Las dos medias -absoluta y absoluta

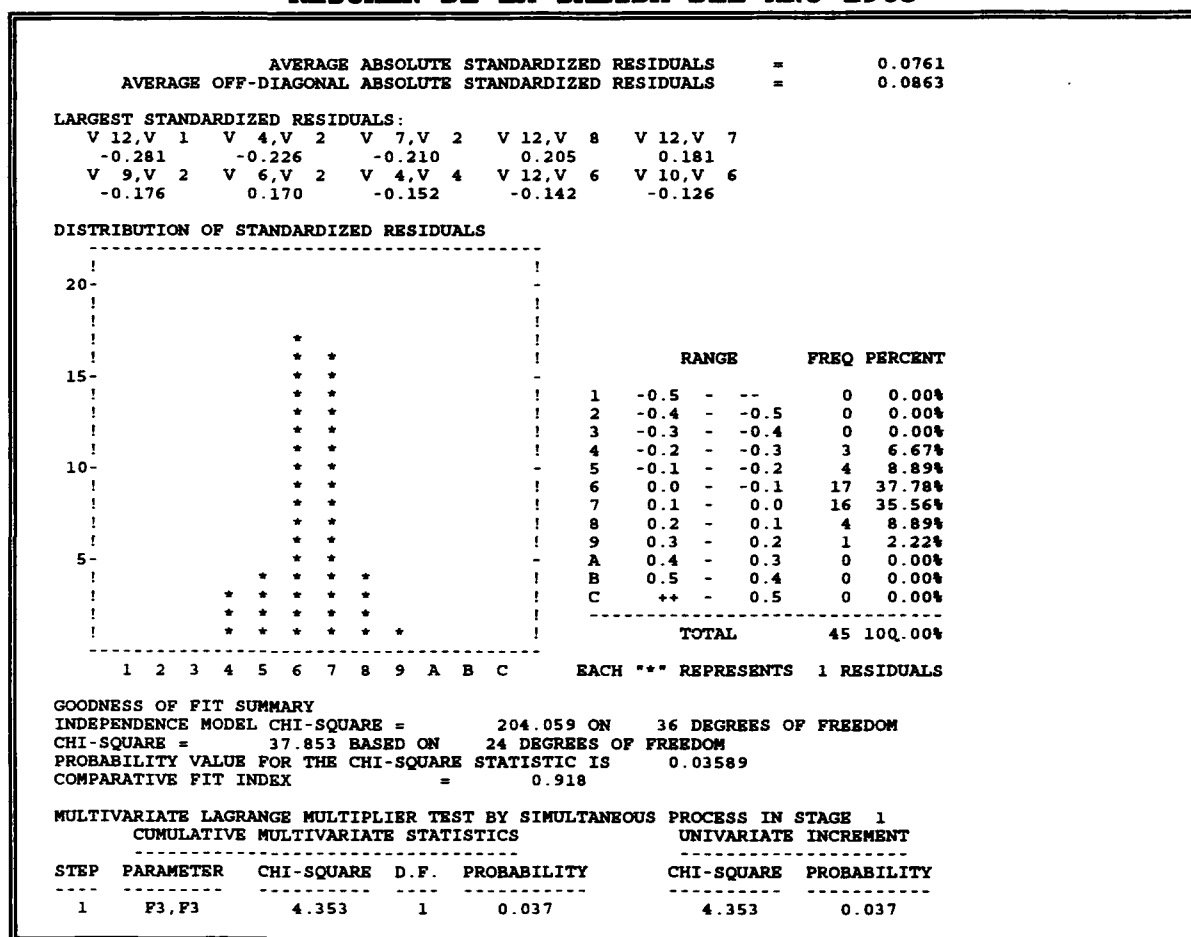
CUADRO A5.1.2.a.  
RESUMEN DE LA SALIDA DEL AÑO 1982



# AÑO 83

Como se puede comprobar en el Cuadro A5.1.2.b. el resultado del modelo es peor que el de 1984, pero mejor que el de 1982. En cualquier caso un  $CFI > 0,9$  indica un buen ajuste del mismo.

**CUADRO A5.1.2.b.  
RESUMEN DE LA SALIDA DEL AÑO 1983**



Los **residuos estandarizados** muestran la existencia de pequeños problemas en la estimación. Las dos medias -absoluta y absoluta sin elementos de la diagonal principal- están en el



torno del valor máximo aceptable; además, considerando los residuos más elevados, se advierten cuatro con un valor absoluto superior a 0,2. Destaca el que liga a  $V12(TINV)$  y  $V1(COSER)$  con un registro de -0,264. Valor que apunta a la existencia de una interrelación mayor entre las dos variables que la señalada por el modelo<sup>308</sup>. No son individualmente significativos la varianza del término de error 10 y el coeficiente de ajuste de  $V12$  con  $F3$ . De todos modos el histograma se ajusta bien a la normal, con el 73,34% de las observaciones en el centro del mismo.

#### **A5.1.2.2. Integración en la CE y recuperación industrial: 1985-1989.**

##### **AÑO 85**

En el Cuadro A5.1.2.c. se observa que el resultado - como sucede en los dos años revisados hasta ahora- no es plenamente satisfactorio si se compara con el de 1984. Sin embargo al verificarse que  $CFI > 0,9$  el modelo alcanzado se acepta.

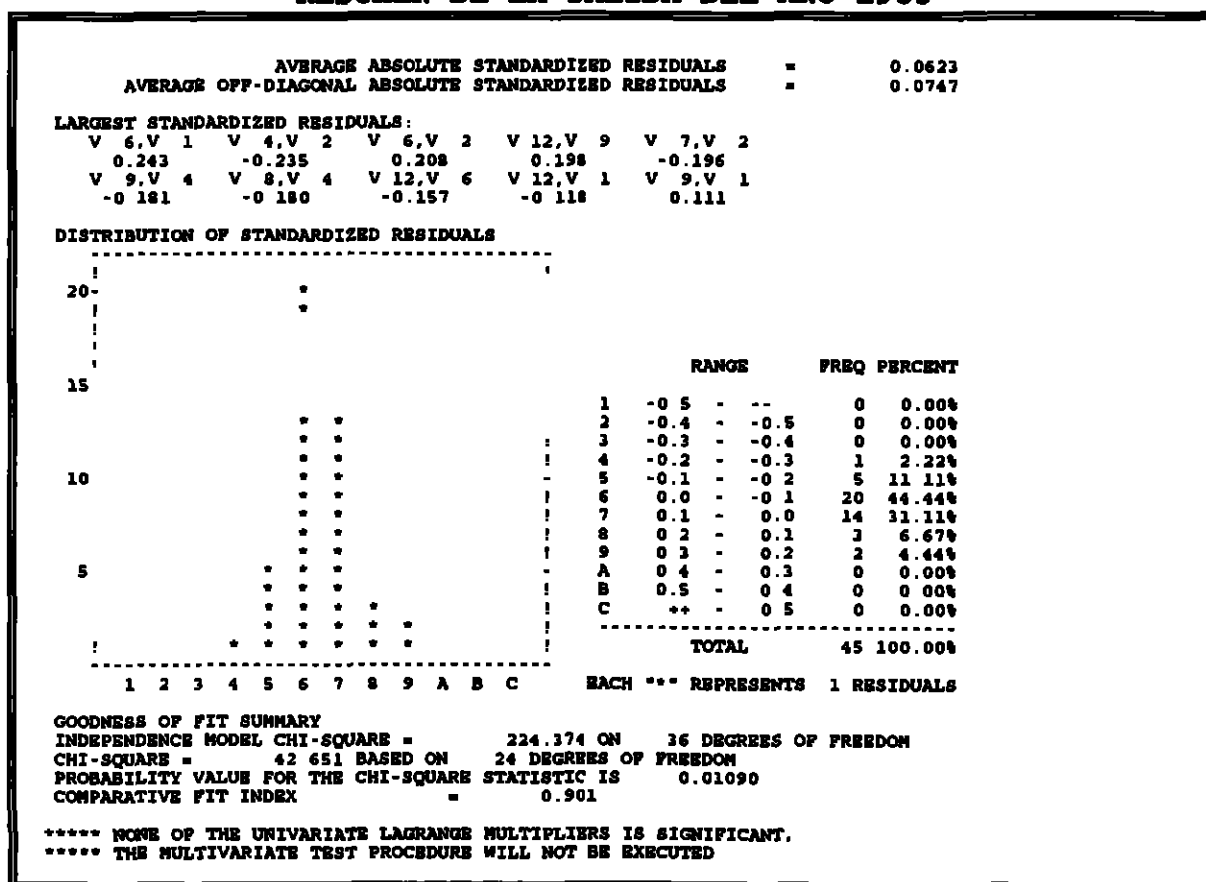
El análisis de los **residuos estandarizados** indica la presencia de ligeros problemas en la estimación. Las dos medias - absoluta y absoluta sin elementos de la diagonal principal- están dentro del límite óptimo; sin embargo, tras considerar los residuos más altos, se advierten tres con valores absolutos

---

<sup>308</sup> Al ser la parte no medida de la tasa de inversión bastante grande -0,992- el valor del residuo se aproxima bastante al coeficiente de correlación entre las dos variables [-0,290].

mayores que 0,2. Destaca entre ellos el que une V6(MARGEN) y V1(COSER), con un registro de 0,243. Valor que representa la existencia de una interrelación entre la parte no medida de las dos variables<sup>309</sup>. No es estadísticamente significativo el coeficiente de V2 con F1 pero -como en ocasiones anteriores- el test de Wald no refrenda su exclusión. Sin embargo el histograma de las observaciones sigue ajustándose bastante bien a la normal: 75,55% de los datos en el intervalo (-0,1-0,1) sin presencia de valores extremos o atípicos.

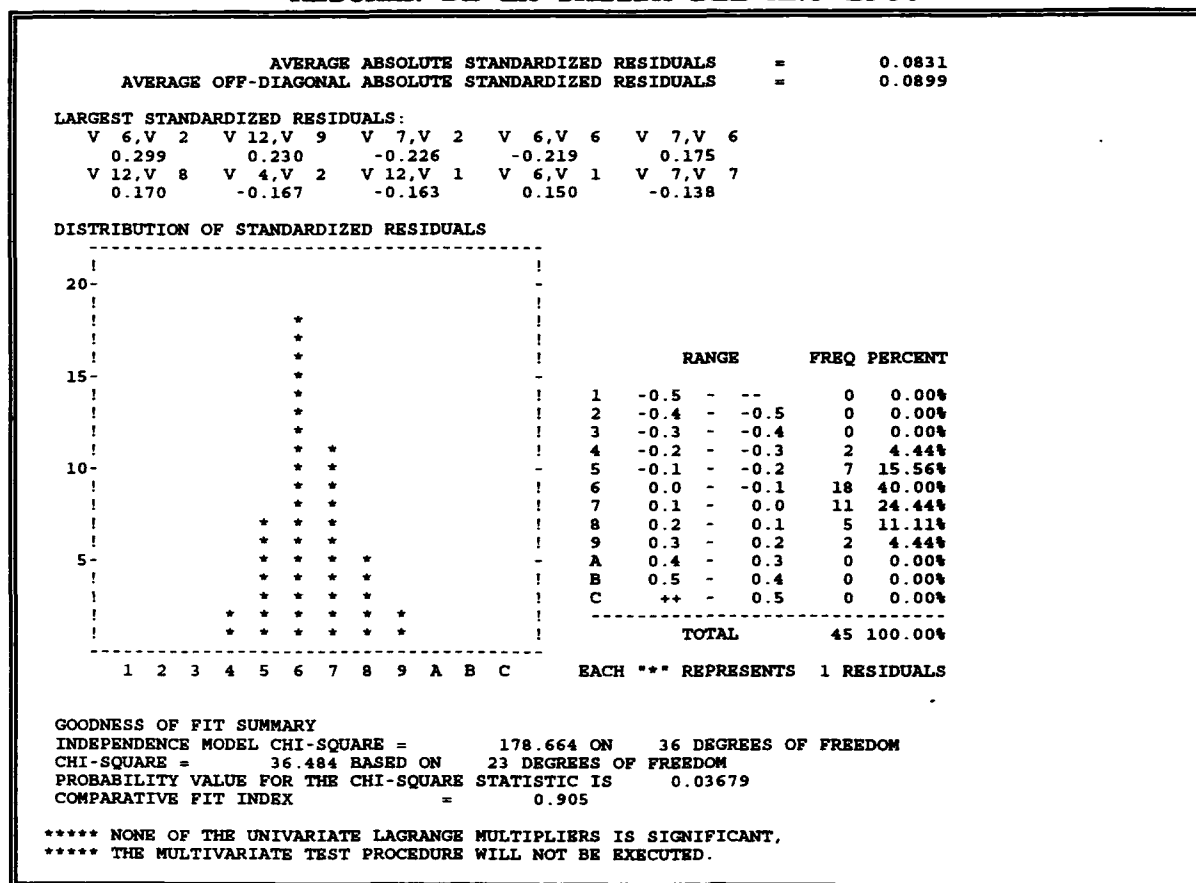
**CUADRO A5.1.2.c.  
RESUMEN DE LA SALIDA DEL AÑO 1985**



<sup>309</sup> Relación que se había introducido en el modelo de 198

El Cuadro A5.1.2.d. recoge la síntesis de la salida de EQS para el modelo final de 1986 -año de la incorporación de España a la CE-. Las pruebas de significación conjunta no son tan

**CUADRO A5.1.2.d.  
RESUMEN DE LA SALIDA DEL AÑO 1986**



satisfactorias como las alcanzadas el año de referencia. De todos modos al verificarse que  $CFI > 0,9$  el modelo obtenido se considera aceptable.

El análisis de los **residuos estandarizados** muestra problemas semejantes a los detectados en modelos anteriores. Las dos medias de los residuos -absoluta y absoluta sin elementos de la diagonal principal- están ligeramente por encima del límite óptimo, indicando la existencia de ciertos problemas en la estimación. Respecto a los valores absolutos más elevados, se detectan cuatro que superan la cota de 0,2. Destaca entre ellos el que liga a **V6 (MARGEN)** y **V2 (PUBPV)** con un registro de 0,299. Este dato apunta a una interrelación más estrecha entre las dos variables que la sugerida por el modelo -igual que en 1982-<sup>310</sup>. También hay problemas en la significación individual de dos parámetros -la correlación entre F2 y F3 y la varianza del término de error 10- pero el test de Wald no sugiere su eliminación. El histograma de las observaciones se aproxima claramente a la distribución normal: con el 64,44% de los datos en el intervalo (-0,1-0,1), sin valores extremos o atípicos y simetría.

## AÑO 87

El Cuadro A5.1.2.e. muestra el resumen de la salida de EQS para el modelo de 1987 -año en que se produce el mayor crecimiento del período<sup>311</sup>-. En él se observa que las pruebas de significación conjunta son similares a las de años anteriores y,

---

<sup>310</sup> De los cinco años estudiados hasta ahora, cuatro incluyen en el mayor residuo la correlación de la variable MARGEN con COSER -dos años- y PUBPV -también dos-.

<sup>311</sup> Según el INE un 5,6% en pesetas del 86. Habría que remontarse a 1974 para encontrar una tasa similar.

por lo tanto, no tan satisfactorias como el de referencia. De todas formas tras verificar que  $CFI > 0,9$  el modelo se acepta.

# **CUADRO A5.1.2.e.** **RESUMEN DE LA SALIDA DEL AÑO 1987**

AVERAGE ABSOLUTE STANDARDIZED RESIDUALS		=	0.0589
AVERAGE OFF-DIAGONAL ABSOLUTE STANDARDIZED RESIDUALS		=	0.0597
LARGEST STANDARDIZED RESIDUALS:			
V 7,V 1	V 6,V 1	V 7,V 7	V 9,V 6
-0.260	0.176	-0.160	-0.154
V 6,V 4	V 7,V 6	V 12,V 6	V 10,V 6
-0.118	0.117	0.094	-0.092
			0.067
DISTRIBUTION OF STANDARDIZED RESIDUALS			
	RANGE	FREQ	PERCENT
1	-0.5 - -	0	0.00%
2	-0.4 - -0.5	0	0.00%
3	-0.3 - -0.4	0	0.00%
4	-0.2 - -0.3	1	2.78%
5	-0.1 - -0.2	4	11.11%
6	0.0 - -0.1	14	38.89%
7	0.1 - 0.0	15	41.67%
8	0.2 - 0.1	2	5.56%
9	0.3 - 0.2	0	0.00%
A	0.4 - 0.3	0	0.00%
B	0.5 - 0.4	0	0.00%
C	++ - 0.5	0	0.00%
TOTAL		36	100.00%
EACH "*" REPRESENTS 1 RESIDUALS			
GOODNESS OF FIT SUMMARY			
INDEPENDENCE MODEL CHI-SQUARE = 182.248 ON 28 DEGREES OF FREEDOM			
CHI-SQUARE = 31.406 BASED ON 17 DEGREES OF FREEDOM			
PROBABILITY VALUE FOR THE CHI-SQUARE STATISTIC IS 0.01781			
COMPARATIVE FIT INDEX = 0.907			
MULTIVARIATE LAGRANGE MULTIPLIER TEST BY SIMULTANEOUS PROCESS IN STAGE 1			
CUMULATIVE MULTIVARIATE STATISTICS UNIVARIATE INCREMENT			
STEP	PARAMETER	CHI-SQUARE	D.F. PROBABILITY
1	E6,E6	4.837	1 0.028
		4.837	0.028

Los **residuos estandarizados**, en contra de lo sucedido hasta ahora, indican que no hay problemas en la estimación. Las medias -absoluta y absoluta sin elementos de la diagonal principal- están dentro del límite óptimo -con valores  $\approx 0,06$ -;

tan solo hay un residuo -el de CONCO y COSER<sup>312</sup>- con un valor absoluto superior a 0,2; y el histograma de los residuos se ajusta bien a la distribución normal, aunque se detecta una cierta asimetría positiva. Sin embargo hay problemas con la significación individual del coeficiente de ajuste de V12 con F3, que no es refrendada por las pruebas multivariantes.

### **AÑO 88**

El Cuadro A5.1.2.f. muestra el resumen de la salida de EQS para el modelo de 1988 -año en que se produce el segundo mayor crecimiento de los ochenta-. En él se observa que las pruebas de significación conjunta son satisfactorias, siendo  $CFI=0,92$  y  $p^*=0,06$  por lo que el ajuste puede considerarse óptimo.

Los **residuos estandarizados** señalan que han aparecido algunos problemas en la estimación. Las medias -absoluta y absoluta sin elementos de la diagonal principal- no están dentro del límite óptimo -con valores  $>0,06$ - y hay cinco residuos con valores absolutos mayores que 0,2. El histograma sigue ajustándose bien a la normal, con el 61,11% de las observaciones en torno a cero y asimetría leve. Así mismo, se detectan dificultades en la significación del coeficiente V12F3 y en la correlación entre F1 y F3, que no son corroboradas por el test de Wald.

---

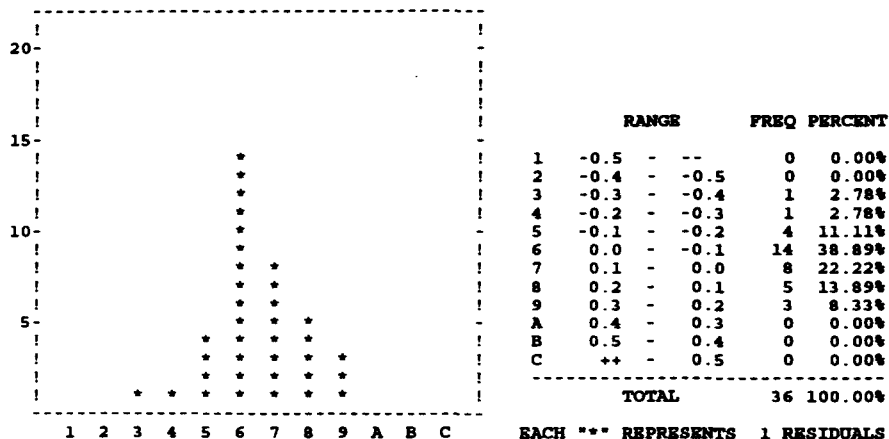
<sup>312</sup> Variables -como se puede comprobar en el apéndice- que tienen una correlación de -0,516, asociación que no queda suficientemente explicada por el modelo.

**CUADRO A5.1.2.f.  
RESUMEN DE LA SALIDA DEL AÑO 1988**

AVERAGE ABSOLUTE STANDARDIZED RESIDUALS = 0.0995  
AVERAGE OFF-DIAGONAL ABSOLUTE STANDARDIZED RESIDUALS = 0.1001

LARGEST STANDARDIZED RESIDUALS:  
V 8,V 8 -0.380 V 8,V 7 -0.276 V 8,V 1 0.266 V 6,V 1 0.248 V 9,V 1 0.210  
V 12,V 8 0.191 V 7,V 6 -0.159 V 9,V 6 0.142 V 7,V 7 -0.139 V 10,V 4 0.128

**DISTRIBUTION OF STANDARDIZED RESIDUALS**



GOODNESS OF FIT SUMMARY  
INDEPENDENCE MODEL CHI-SQUARE = 161.170 ON 28 DEGREES OF FREEDOM  
CHI-SQUARE = 29.541 BASED ON 19 DEGREES OF FREEDOM  
PROBABILITY VALUE FOR THE CHI-SQUARE STATISTIC IS 0.05794  
COMPARATIVE FIT INDEX = 0.921

MULTIVARIATE LAGRANGE MULTIPLIER TEST BY SIMULTANEOUS PROCESS IN STAGE 1  
CUMULATIVE MULTIVARIATE STATISTICS UNIVARIATE INCREMENT

STEP	PARAMETER	CHI-SQUARE	D.F.	PROBABILITY	CHI-SQUARE	PROBABILITY
1	V8,F1	5.338	1	0.021	5.338	0.021

**AÑO 89**

El Cuadro A5.1.2.g. recoge el resumen de la salida de EQS para el modelo de 1989 -tercer año consecutivo con una tasa elevada de crecimiento-. En él se observa que las pruebas de significación conjunta son bastante buenas, pero algo peores que en 1984 y 1988. Un  $CFI > 0,9$  y  $p^* = 0,091$  indican que el modelo alcanzado es óptimo.

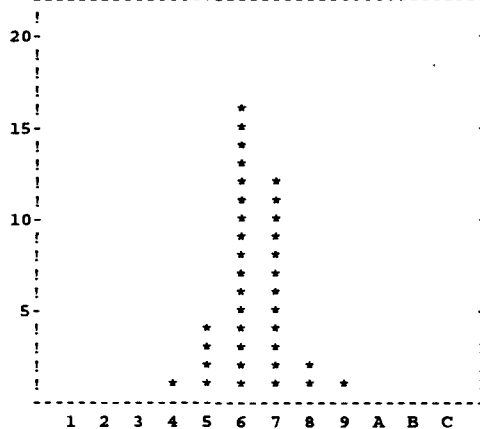
**CUADRO A5.1.2.g.  
RESUMEN DE LA SALIDA DEL AÑO 1989**

AVERAGE ABSOLUTE STANDARDIZED RESIDUALS = 0.0641  
AVERAGE OFF-DIAGONAL ABSOLUTE STANDARDIZED RESIDUALS = 0.0685

**LARGEST STANDARDIZED RESIDUALS:**

V 6,V 2	V 6,V 6	V 4,V 2	V 2,V 1	V 12,V 1
0.259	-0.205	-0.169	0.166	0.149
V 4,V 1	V 8,V 2	V 4,V 4	V 12,V 8	V 9,V 2
-0.139	-0.122	-0.117	-0.093	0.091

**DISTRIBUTION OF STANDARDIZED RESIDUALS**



	RANGE	FREQ	PERCENT
1	-0.5 - -	0	0.00%
2	-0.4 - -0.5	0	0.00%
3	-0.3 - -0.4	0	0.00%
4	-0.2 - -0.3	1	2.78%
5	-0.1 - -0.2	4	11.11%
6	0.0 - -0.1	16	44.44%
7	0.1 - 0.0	12	33.33%
8	0.2 - 0.1	2	5.56%
9	0.3 - 0.2	1	2.78%
A	0.4 - 0.3	0	0.00%
B	0.5 - 0.4	0	0.00%
C	++ - 0.5	0	0.00%
TOTAL		36	100.00%

EACH \*\*\* REPRESENTS 1 RESIDUALS

**GOODNESS OF FIT SUMMARY**

INDEPENDENCE MODEL CHI-SQUARE = 126.531 ON 28 DEGREES OF FREEDOM  
CHI-SQUARE = 25.179 BASED ON 17 DEGREES OF FREEDOM  
PROBABILITY VALUE FOR THE CHI-SQUARE STATISTIC IS 0.09078  
COMPARATIVE FIT INDEX = 0.917

\*\*\*\*\* NONE OF THE UNIVARIATE LAGRANGE MULTIPLIERS IS SIGNIFICANT,  
\*\*\*\*\* THE MULTIVARIATE TEST PROCEDURE WILL NOT BE EXECUTED.

Los **residuos estandarizados** señalan algunos problemas en la estimación. Las medias -absoluta y absoluta sin elementos de la diagonal principal- están dentro del límite óptimo -con valores  $\approx 0,06$ - y hay dos residuos con valores absolutos mayores que 0,2 -el mayor es la correlación entre PUBPV y MARGEN que ya había aparecido con anterioridad-. También el estudio de la significación individual de los parámetros registra algún contratiempo que no es recogido en el test de Wald. El histograma sigue ajustándose bien a la normal, con el 77,77% de las observaciones en torno a cero, simetría y sin valores extremos.





Los **residuos estandarizados** señalan la existencia de algunos problemas en la estimación del modelo. Las medias están ligeramente por encima del límite óptimo -con valores  $>0,07$ - y un residuo -el de la correlación entre TINV y DISTRI- con un valor mayor que 0,2. El histograma no se ajusta de forma tan clara -a diferencia de casos anteriores- a la normal, como prueban la presencia de asimetría positiva o a la derecha y tan solo el 66,66% de las observaciones alrededor del centro. Todo ello se refleja en los problemas de significación de los coeficientes de V1 con F1 y V9 con F2; sin embargo el test de Wald no sugiere su exclusión.

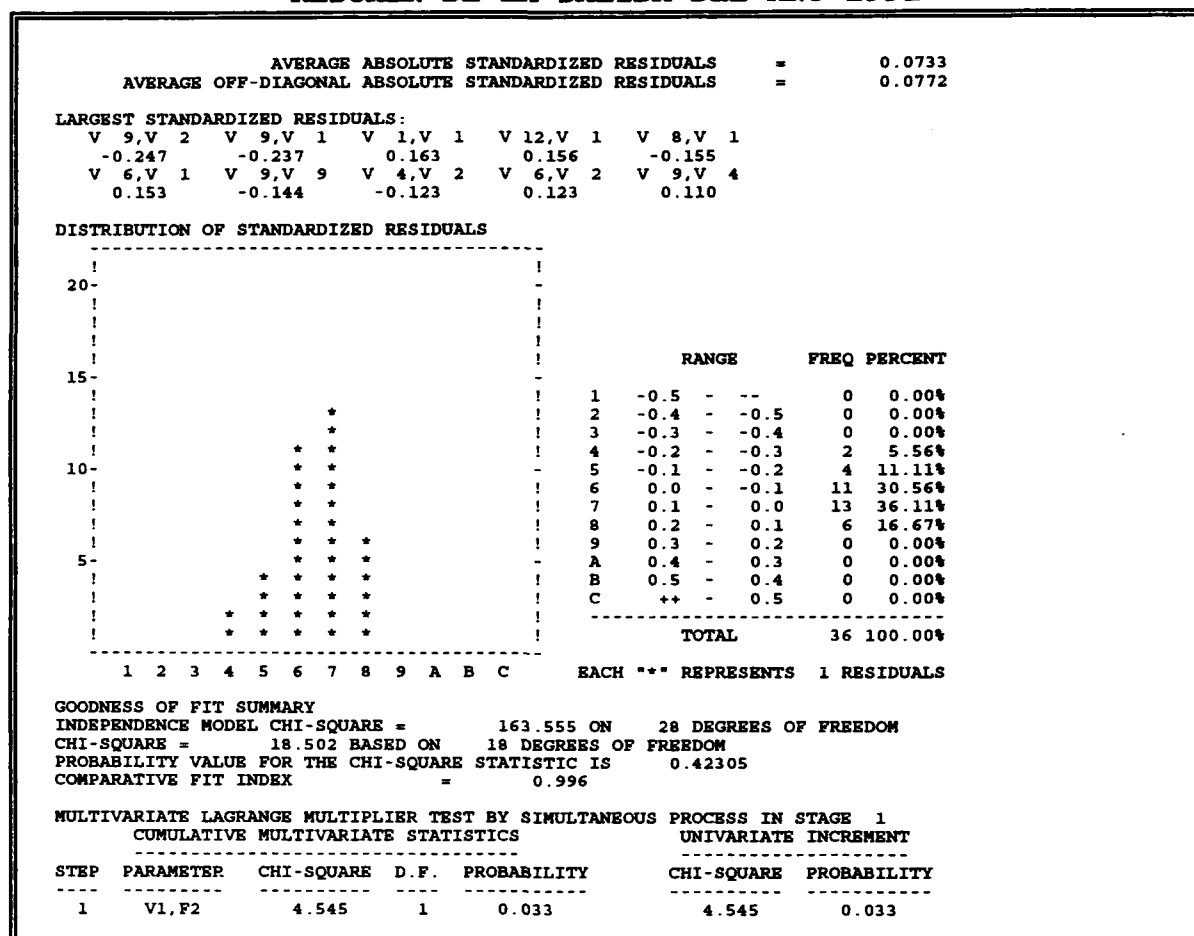
#### **AÑO 91**

El Cuadro A5.1.2.i. recoge el resumen de la salida de EQS para 1991 -primer año que baja la tasa de variación del P.I.B. del 2,5% desde 1985-. En él se observa que las pruebas de significación conjunta son bastante buenas, con un **CFI=0,996** y  **$p^c=0,423$**  que reflejan que el modelo alcanzado reproduce de forma casi completamente la matriz de correlaciones.

Los **residuos estandarizados** señalan la existencia de pequeños problemas en la estimación del modelo. Las medias están ligeramente por encima del límite óptimo -con valores  $>0,07$ - y dos residuos -el de TPROD con PUBPV y el de TPROD con COSER- tienen valores mayores que 0,2, señalando que el modelo no mide algunas interacciones entre los dos indicadores de F1 mencionados y la variación de la productividad. El histograma no se ajusta

perfectamente a la normal, con una asimetría a la izquierda o negativa.

**CUADRO A5.1.2.i.  
RESUMEN DE LA SALIDA DEL AÑO 1991**

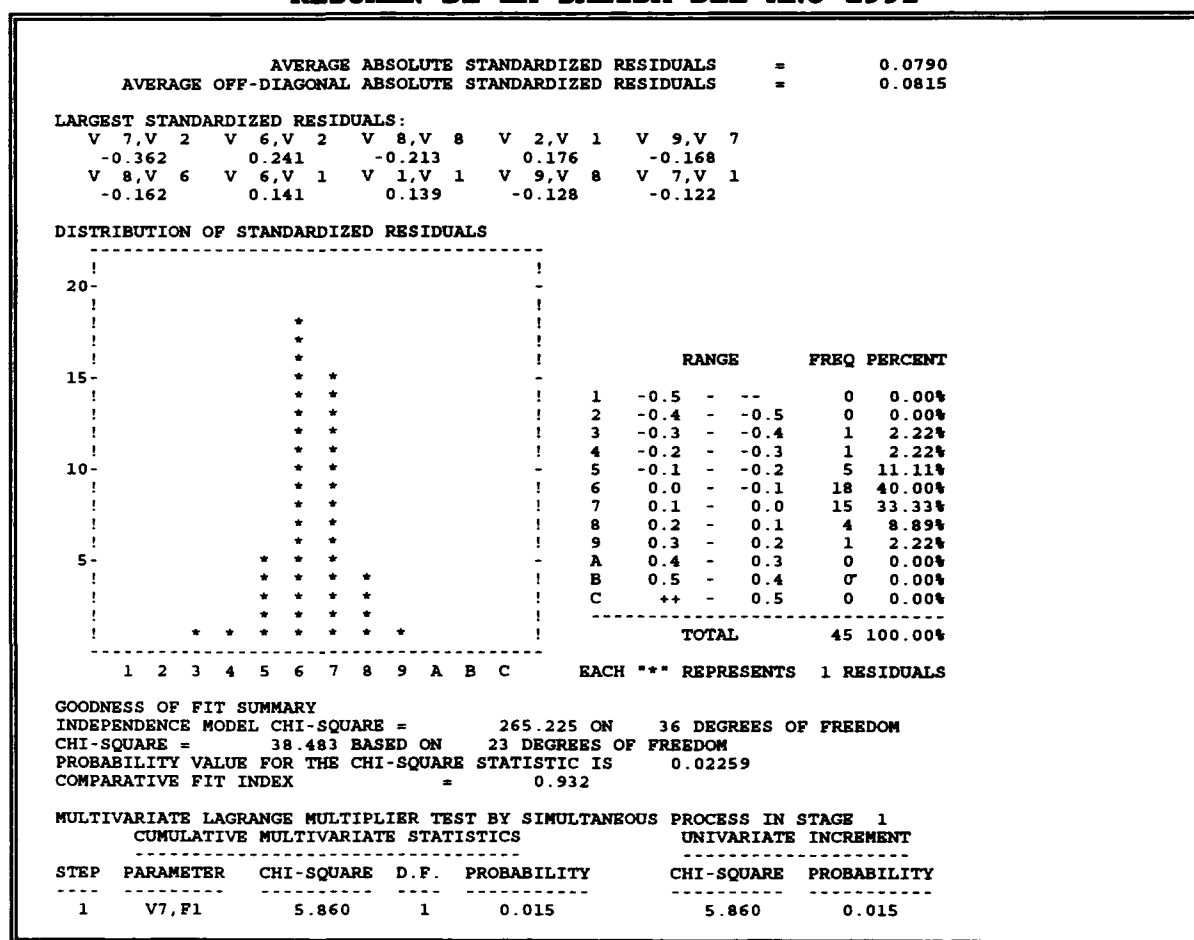


**AÑO 92**

En el Cuadro A5.1.2.j. se observa que las pruebas de significación conjunta para 1992 -año que registra el mínimo de crecimiento del P.I.B. dentro del período de análisis- muestran que el ajuste supera claramente los límites de aceptación - CFI=0,932-.

Sin embargo, los **residuos estandarizados** indican problemas en la estimación del modelo. Las medias están ligeramente por encima del límite óptimo -con valores  $>0,07$ - y tres residuos tienen valores elevados, especialmente el de CONCO y PUBPV. También hay problemas en la significación de ciertos parámetros que no aparecen como tales si se contempla el test de Wald. En cambio el histograma se ajusta bastante bien a la normal.

### CUADRO A5.1.2.j. RESUMEN DE LA SALIDA DEL AÑO 1992



## **A5.2. Modelos de Estructuras de Covarianza.**

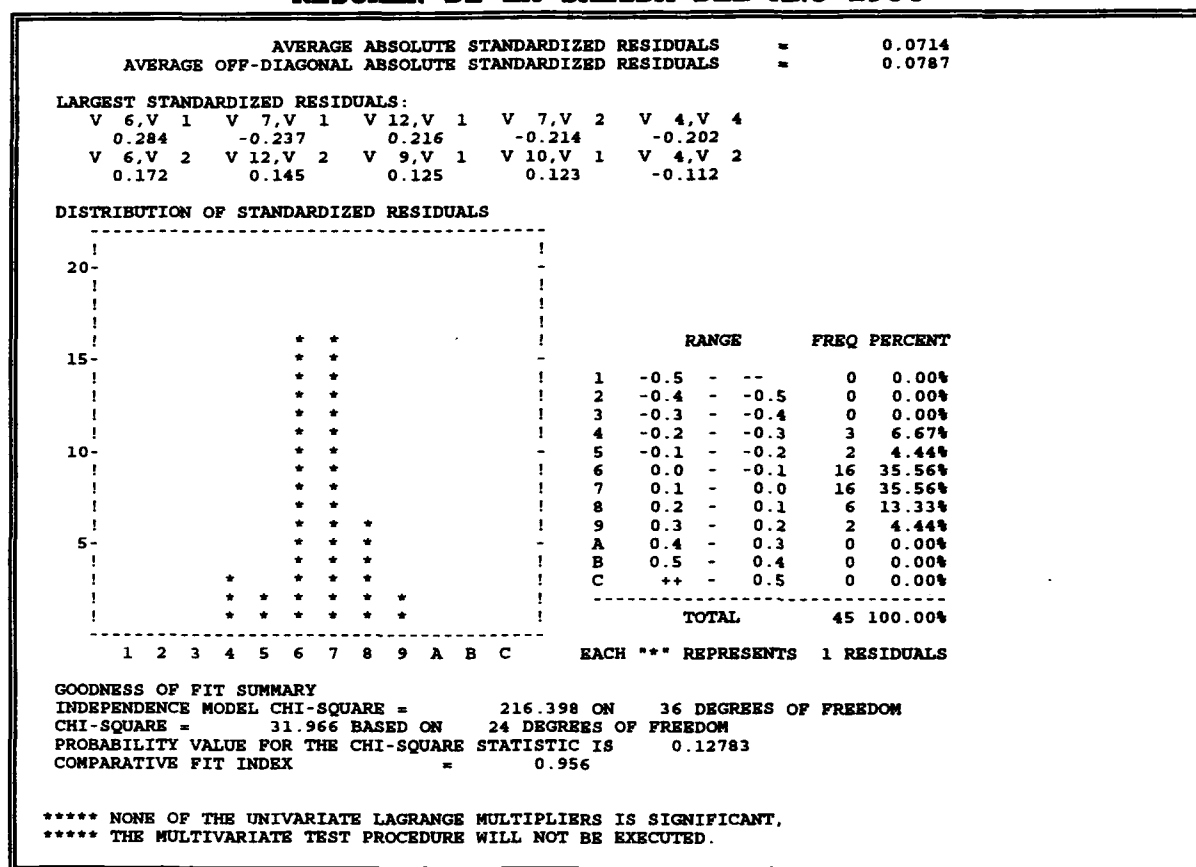
En este apartado se recogen los resultados de los cuatro modelos de estructuras de covarianza -años 1984, 1987, 1989 y 1992-, que incluyen un extracto de la salida de EQS y algunos comentarios.

### **A5.2.1. Resultado para 1984.**

En el Cuadro A5.2.a. aparece el resultado del año 1984. En él se observa que el **índice de ajuste comparativo** (CFI) toma un valor ostensiblemente mayor que el crítico [ $0,956 > 0,9$ ]; sin embargo, no es tan elevado como el que se obtiene en el modelo de medida del mismo año -CFI=0,963-. Con el **valor crítico de la probabilidad** ( $p^c$ ) ocurre algo similar, rebasa claramente el mínimo de aceptación [ $0,128 > 0,01$ ] sin llegar al  $p^c=0,166$  del factorial.

Los **residuos estandarizados** muestran algunos problemas en la estimación. Las dos medias están dentro del límite de aceptación y el histograma se ajusta bastante bien a la normal; pero el examen de los residuos más elevados señala que hay cinco con un valor absoluto mayor que 0,2 -MARGEN,COSER; CONCO,COSER; TINV,COSER; CONCO,PUBPV; y la varianza de OBROC-, que coinciden en gran parte con los aparecidos en el modelo de medida. También sale individualmente no significativo el coeficiente de F3 con F1, sin embargo el tests de Wald no indica su exclusión.

**CUADRO A5.2.a.  
RESUMEN DE LA SALIDA DEL AÑO 1984**



### A5.2.2. Resultado para 1987.

El Cuadro A5.2.b. muestra el resumen de la salida de EQS para 1987. En él se observa que las pruebas de significación conjunta son mejores que en el año anterior y en el modelo de medida correspondiente, señalando que **el obtenido en este caso es bastante bueno**. Los residuos estandarizados confirman este juicio, las medias son bajas y no aparecen valores por encima, ni tan siquiera próximos, a 0,2.

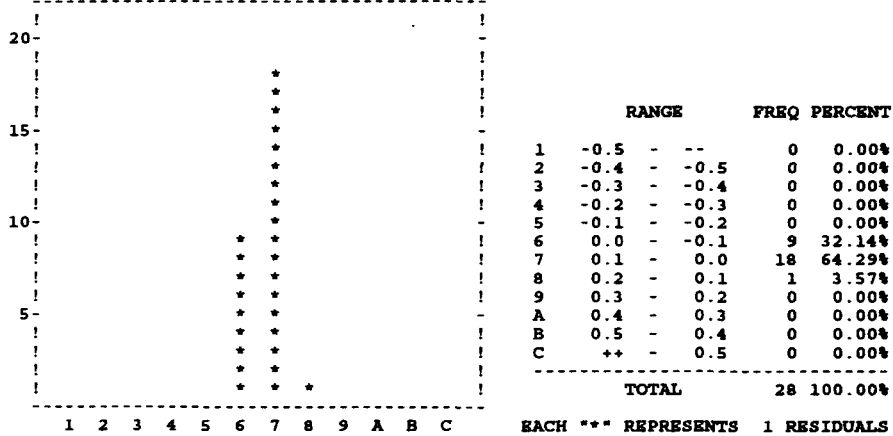
**CUADRO A5.2.b.  
RESUMEN DE LA SALIDA DEL AÑO 1987**

AVERAGE ABSOLUTE STANDARDIZED RESIDUALS = 0.0358  
AVERAGE OFF-DIAGONAL ABSOLUTE STANDARDIZED RESIDUALS = 0.0452

LARGEST STANDARDIZED RESIDUALS:

V 10,V 4	V 10,V 7	V 10,V 8	V 7,V 1	V 8,V 4
0.123	0.091	-0.085	-0.082	-0.081
V 8,V 1	V 4,V 1	V 9,V 4	V 12,V 7	V 9,V 8
0.079	-0.066	0.054	-0.042	0.041

**DISTRIBUTION OF STANDARDIZED RESIDUALS**



GOODNESS OF FIT SUMMARY  
INDEPENDENCE MODEL CHI-SQUARE = 89.701 ON 21 DEGREES OF FREEDOM  
CHI-SQUARE = 14.143 BASED ON 12 DEGREES OF FREEDOM  
PROBABILITY VALUE FOR THE CHI-SQUARE STATISTIC IS 0.29169  
COMPARATIVE FIT INDEX = 0.969

\*\*\*\*\* NONE OF THE UNIVARIATE LAGRANGE MULTIPLIERS IS SIGNIFICANT.  
\*\*\*\*\* THE MULTIVARIATE TEST PROCEDURE WILL NOT BE EXECUTED.

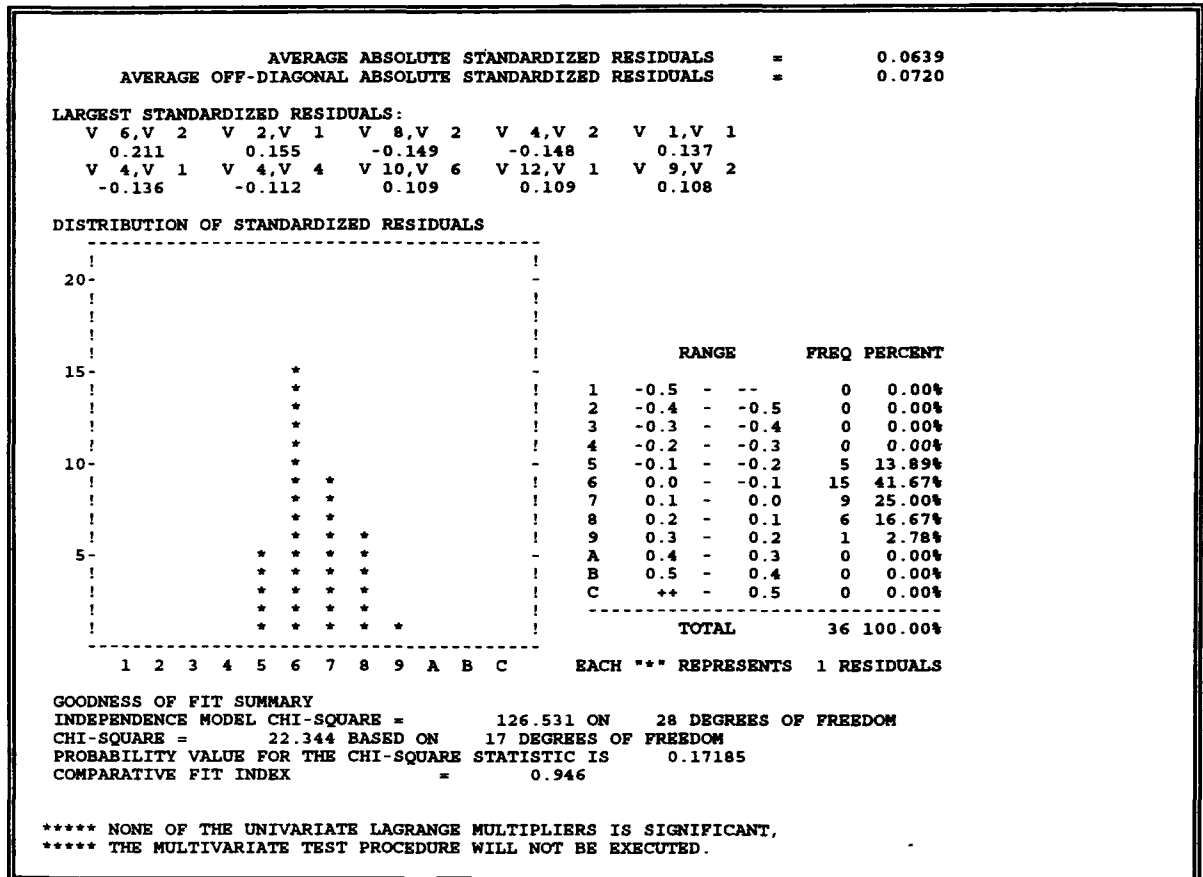
**A5.2.3. Resultado para 1989.**

El Cuadro A5.2.c. recoge el resumen del 89. Aquí se observa que las pruebas de significación conjunta son bastante buenas con CFI=0,946 y  $p^c=0,172$ , mejores que las registradas en el modelo de medida.

Las medias de los residuos estandarizados señalan que el ajuste es aceptable al tener valores  $\leq 0,07$ , y solo hay un residuo con un valor por encima de 0,2 -correlación entre PUBPV y MARGEN que también es el más elevado en el modelo factorial-.

El histograma de la distribución de residuos se ajusta bien a la normal, con el 66,67% de las observaciones entre -0,1 y 0,1, con una ligera asimetría a la derecha y sin presencia de valores atípicos.

**CUADRO A5.2.c.  
RESUMEN DE LA SALIDA DEL AÑO 1989**



**A5.2.4. Resultado para 1992.**

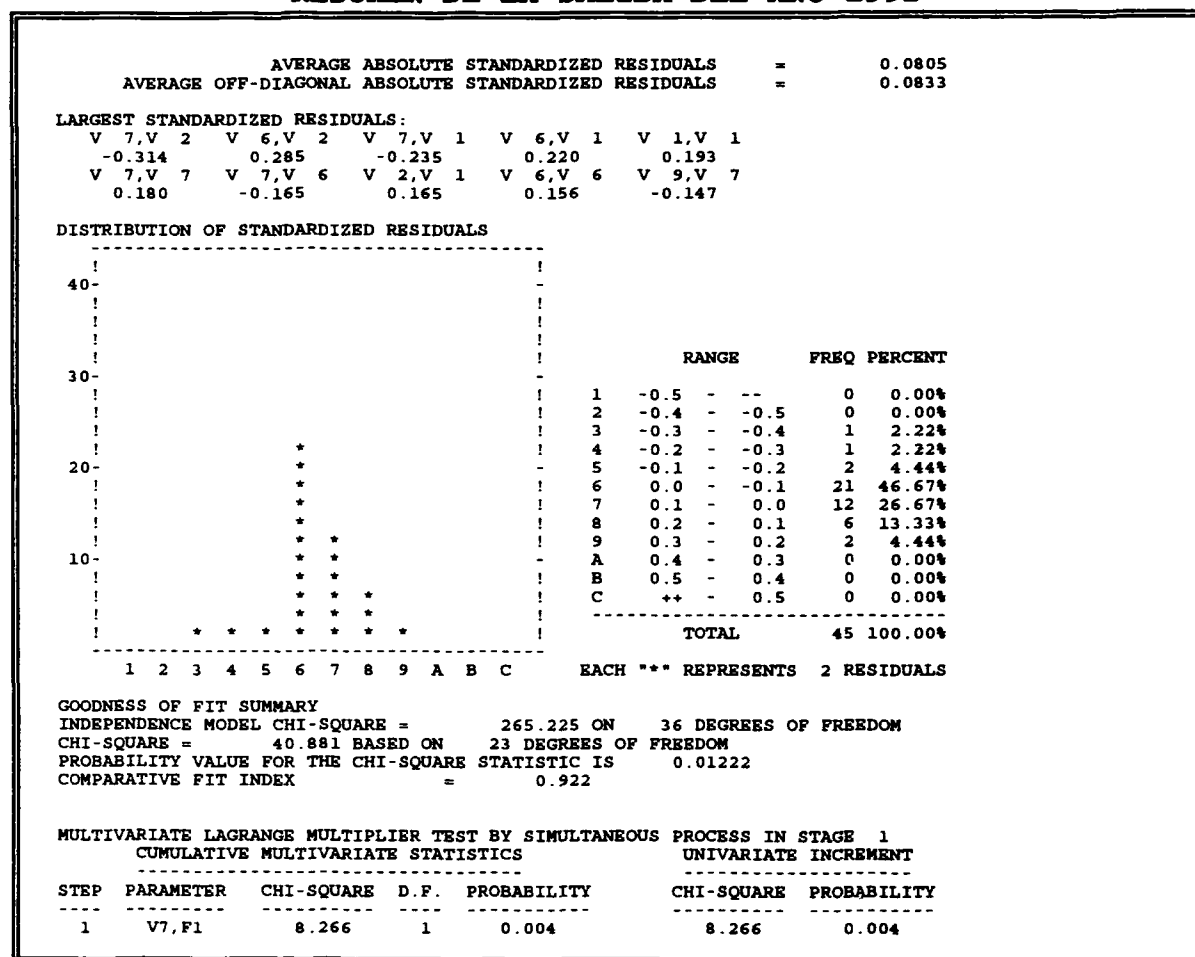
En el Cuadro A5.2.d. se observa que las pruebas de significación conjunta para 1992 **superan los límites mínimos de aceptación**. Sin embargo, están debajo de los registros de los



tres años anteriores y del modelo de medida correspondiente -con CFI=0,932 y  $p^c=0,022$ .

Los **residuos estandarizados** indican problemas en la estimación del modelo. Las medias están por encima del óptimo, hay cuatro residuos con valores elevados -especialmente el de CONCO y PUBPV, como en el modelo de medida- y el histograma no se ajusta bien a la normal. También hay problemas en la significación individual de ciertos parámetros, que no son tales si se analizan desde el test de Wald.

#### CUADRO A5.2.d. RESUMEN DE LA SALIDA DEL AÑO 1992



## **BIBLIOGRAFIA**

- Aitchison, J. y Silvey, D. (1958):** "Maximum likelihood estimation of parameters subject to restraint", Ann. Math. Statist., n° 29.
- Albarracín, J. (1987):** La onda larga del capitalismo español, Colegio de Economistas, Madrid.
- Álvarez, R. (1995):** "Estadística multivariante y no paramétrica con SPSS", Díaz de Santos, Madrid.
- Anderson, T.W. (1976):** "Estimation of linear functional relationships: Approximate distributions and connections with simultaneous equations in econometrics", Journal of the Royal Statistical Society, B 38.
- Anisi, D. (1981a):** "El diseño de un modelo macroeconómico postkeynesiano", Investigaciones Económicas, n° 16.
- Anisi, D. (1981b):** "Salarios reales, distribución y empleo: su relación teórica a corto plazo", Cuadernos de Economía, vol. 9, n° 26.
- Anisi, D. (1982):** "El diseño de un modelo macroeconómico postkeynesiano: sectores oligopólico y competitivo y trabajadores sindicados", El Trimestre Económico, n° 196.
- Anisi, D. (1983):** "El papel de los salarios en la economía postkeynesiana", Cuadernos de Economía, n° 31.
- Anisi, D. (1983):** "Productividad, crecimiento y empleo: condicionamientos internacionales y política económica", El Trimestre Económico, vol. 50 (4), n° 200.
- Anisi, D. (1984):** Modelos Económicos. Una introducción a la macroeconomía postkeynesiana, Alianza Editorial, Madrid.
- Anisi, D. (1984):** "Precios relativos, empleo y tipo de beneficio", Investigaciones Económicas, n° 24.
- Anisi, D. (1985):** "La distribución del ingreso en el sistema capitalista", El Trimestre Económico, vol. 52 (3), n° 207.
- Anisi, D. & Bermejo, M. (1986):** "Cambio técnico y formas de vida", El Trimestre Económico, vol. LIII, n° 209.
- Anisi, D. (1987):** Tiempo y técnica, Alianza Universidad, Madrid.

- Anisi, D. (1988):** Trabajar con red. Un panfleto sobre la crisis, Alianza Editorial, Madrid.
- Anisi, D. (1990):** "Los tres mundos", La Gaceta, abril.
- Arnaiz, G. (1965):** Introducción a la estadística teórica, editorial lex nova, Valladolid, 3ª ed. 1978.
- Asher, H.B. (1983):** Causal Modeling, Sage, Beverly Hills.
- Asimakopulos, A. (1975):** "A Kaleckian theory of income distribution", The Canadian Journal of Economics, vol. VIII, n° 3.
- Asimakopulos, A. (1983):** "Kalecki and Keynes on finance, investment and saving", Cambridge Journal of Economics, n° 7.
- Asimakopulos, A. (1983):** "Profit and paper profit: some Kaleckian evolution: a comment", Journal of Post Keynesian Economics, vol. VI, n° 1.
- Asimakopulos, A. ed. (1988):** Theories of Income Distribution, Kluwer Academic Publishers, Boston.
- Asimakopulos, A. (1989):** "Kalecki and Robinson", en Sebastiani, M..
- Asimakopulos, A. (1989):** "Kalecki and Robinson: an outsider's influence", Journal of Post Keynesian Economics, vol. XI, n° 2, 1988-89.
- Asimakopulos, A. (1991):** Keynes's general theory and accumulation, Cambridge University Press, Cambridge (U.K.).
- Babakus, E., Ferguson, C. y Jöreskog, K. (1987):** "The Sensitivity of Confirmatory Maximum Likelihood Factor Analysis to Violations of Measurement Scale and Distributional Assumptions", Journal of Marketing Research, vol. XXIV, May.
- Bagozzi, R.P. (1980):** Causal Models in Marketing, John Wiley & Sons, Nueva York.
- Bain, J.S. (1941):** "The profit rate as a measure of monopoly power", Quarterly Journal of Economics, n° 55, 1940-41.
- Baptista, A. (1980):** "Gasto Público, Ingreso Petrolero y Distribución del Ingreso", El Trimestre Económico, vol. XLVII (2), n° 186.
- Basile, L. y Salvadori, N. (1985):** "Kalecki's pricing theory", Journal of Post Keynesian Economics, vol. VII, n° 2, 1984-85.

- Bentler, P.M. (1994):** Prefacio a Byrne: Structural Equation Modeling with EQS and EQS/Windows, Sage Publications, California.
- Bentler, P.M. (1985):** Theory and Implementation of EQS A Structural Equations Program, University of California, Los Angeles.
- Bentler, P.M. (1982):** "Multivariate Analysis with Latent Variables", en Krishnaiah, P.R. et al: Handbook of Statistics, vol. 2, North-Holland.
- Bentler, P.M. (1976):** "Multistructure statistical model applied to factor analysis", Multivariate Behavioral Research, n° 11.
- Bentler, P.M. y Dudgeon P. (1996):** "Covariance Structure Analysis: Statistical Practice, Theory, and Directions", Annual Review of Psychology, n° 47.
- Bentler, P.M. y Wu E. (1995):** "EQS for Windows User's Guide", Multivariate Software Inc., Encino, California.
- Bentler, P.M., Poon, W.Y y Lee, S.Y. (1988):** "Generalized multimode latent variable models: Implementation by standard programs", Computational Statistics & Data Analysis, n° 6.
- Bentler, P.M. y Bonett, D.G. (1980):** "Significance tests and goodness-of-fit in the analysis of covariance structures", Psychological Bulletin, n° 88.
- Bentler, P.M. y Weeks, D.G. (1980):** "Linear structural equations with latent variables", Psychometrika, n° 45.
- Bentler, P.M. y Lee, S.Y. (1979):** "A statistical development of three-mode factor analysis", British Journal of Mathematical and Statistical Psychology
- Bentler, P.M. y Weeks, D.G. (1979):** "Interrelations among models for the analysis of moment structures", Multivariate Behavioral Research, n° 14.
- Bernacer, G. (1947):** "El déficit presupuestario, la inflación y Mr. Kalecki", Anales de Economía, vol. VII, n° 28.
- Becker, G.S. (1971):** Teoría Económica, Fondo de Cultura Económica, México, 1977.
- Blalock, H.M. ed. (1971):** Causal models in the Social Sciences, Aldine-Atherton, Chicago.
- Blaug, M. (1980):** La metodología en la economía, Alianza Editorial, Madrid, 1985.

- Blecker, R.A. (1989):** "International competition, income distribution and economic growth", Cambridge Journal of Economics, vol. XIII, n° 3.
- Blecker, R.A. (1989):** "Markup pricing, import competition, and the decline of the American steel industry", Journal of Post Keynesian Economics, vol. XII, n° 1.
- Bloch, H. (1990):** "Price leadership and the degree of monopoly", Journal of Post Keynesian Economics, vol. XII, n° 3.
- Bober, S. (1988):** Modern Macroeconomics. A Post-Keynesian perspective, Croom Helm, Kent (U.K.).
- Bronfenbrenner, M. (1971):** Income Distribution Theory, Macmillan, London.
- Burkett, P. & Wohar, M. (1987):** "Keynes on Investment and the Business Cycle", Review of Radical Political Economics, vol. XIX, n° 4.
- Burkitt, B. (1984):** Radical Political Economy: an introduction to the alternative economics, Wheatsheaf Books ltd., Brighton.
- Byrne, B. (1994):** Structural Equation Modeling with EQS and EQS/Windows, Sage Publications, California.
- Cannan, E. (1904):** Prefacio a: Smith, A. (1776): Investigación sobre la Naturaleza y Causas de la Riqueza de las Naciones, Fondo de Cultura Económica, México, 1981.
- Canterbery, E.R. (1984):** "Galbraith, Sraffa, Kalecki and supra-surplus capitalism", Journal of Post Keynesian Economics, vol. VII, n° 1.
- Cañada, A. (1994):** "Las tablas input-output como sistema de información de la actividad industrial: una caracterización general", Economía Industrial, n° 299.
- Cardim de Carvalho, F.J. (1988):** "Keynes on probability, uncertainty and decision making", Journal of Post Keynesian Economics, vol. XI, n° 1.
- Cassels, J.M. (1935):** "Nueva interpretación de la teoría del valor de Ricardo", The Quarterly Journal of Economics, XLIX, 1935, reproducido en Spengler, J.Y. & Allen, W.R., 1971.
- Clark, J.B. (1899):** The Distribution of Wealth, MacMillan, New York.

- Cowling, K. (1983):** "Excess capacity and the degree of collusion: oligopoly behaviour un the slump", The Manchester School, n° 4.
- Cowling, K. (1982):** Monopoly Capitalism, The MacMillan Press ltd., London, 1983.
- Creedy, J. (1985):** Dynamics of income distribution, Basil Blackwell, Oxford.
- Cuadras, C.M. (1991):** Métodos de análisis multivariante, Promociones y Publicaciones Universitarias, Barcelona.
- Chamberlin, E.H. (1933):** Teoría de la competencia monopolística, Fondo de Cultura Económica, México, 1956.
- Chapple, S. (1991):** "Did Kalecki get there first? The race for the General Theory", History of Political Economy.
- Chatfield, C. & Collins, A.J. (1980):** Introduction to multivariate analysis, Chapman and Hall, London, 1986.
- Chilosi, A. (1989):** "Kalecki's Quest for the Microeconomic Foundations of his Macroeconomic Theory", en Sebastiani, M., 1989.
- Dempster, A.P. (1971):** "An overview of multivariate data analysis", Journal of Multivariate Analysis, n° 1.
- Dhrymes, P. (1978):** Econometría, Editorial AC, Madrid, 1984.
- Dobb, M. (1927):** Salarios, Fondo de Cultura Económica, México, 1973.
- Dobb, M. (1973):** Teorías del valor y la distribución desde Adam Smith. Ideología y teoría económica, Siglo XXI, Buenos Aires, 1976.
- Dugger, W.M. (1988):** "Radical Institutionalism: Basic Concepts", Review of Radical Political Economics, vol. XX, n° 1.
- Dutt, A.K. (1984):** Staganation, income distribution and monopoly power", Cambridge Journal of Economics, n° 8.
- Dutt, A.K. (1987):** "Competition, Monopoly Power and the Uniform Rate of Profit", Review of Radical Political Economics, vol. XIX, n° 4.
- Eatwell, J. & Milgate, M. eds. (1983):** Keynes's economics and the theory of value and distribution, Duckworth, London.
- Eatwell, J.; Milgate, M. & Newman, P. eds. (1987):** The New Palgrave a Dictionary of Economics, The MacMillan Press Limited, London.

- Eichner, A.S. & Kregel, J.A. (1975):** "An essay on Post-Keynesian Theory: A New Paradigm in Economics", Journal of Economic Literature, vol. XIII, n° 4.
- Eichner, A.S. (1976):** The Megacorp and Oligopoly: Micro Foundations of Macro Dynamics, Sharpe, New York, 1980.
- Eichner, A.S. ed. (1978):** Economia Postkeynesiana, Hermann Blume, Fuenlabrada, 1984.
- Eichner, A.S. (1985):** Toward a New Economics: essays in post-keynesian and institutionalist theory, The Macmillan Press ltd., London, 1986.
- Erdos, P. & Molnar, F. (1980):** "Profit and paper profit: some kaleckian evolution", Journal of Post Keynesian Economics, vol. III, n° 1.
- Escriba, F.J. (1986):** "Utilización de la capacidad productiva y capitalismo avanzado: un esquema Kaleckiano", Cuadernos de Economía, vol. IX, n° 26.
- Estape, F. (1990):** Introducción al pensamiento económico. Una perspectiva española, Espasa Calpe, Madrid.
- Evans, M. et al. (1993):** Statistical Distributions, John Wiley & Sons, New York.
- Fazzari, S.M. & Mott, T.L. (1987):** "The investment theories of Kalecki and Keynes: an empirical study of firm data, 1970-1982, Journal of Post Keynesian Economics, vol. IX, n° 2, 1986-87.
- Feigl, H. (1953):** "Notes on causality", en Feigl y Brodbeck eds., Readings in the philosophy of science, Appleton-Century-Crofts, New York.
- Feiwel, G.E. (1971):** "planeación para el crecimiento, el bienestar del consumidor y la estabilidad económica. Ensayos en honor de Michal Kalecki: un economista universal (1899-1970), El Trimestre Económico, n° 151.
- Feiwel, G.R. (1975):** Michal Kalecki: Contribuciones a la teoría de la política económica, Fondo de Cultura Económica, México, 1981.
- Feiwel, G.R. (1983):** "Temas de la macroeconomía contemporánea: La oferta vista desde distintos ángulos", El Trimestre Económico, vol. L (2), n° 198.
- Feiwel, G.R. (1989):** "El legado intelectual de Joan Robinson", El Trimestre Económico, vol. LVI (2), n° 222.
- Feiwel, G.R. (1989):** "The Legacies of Kalecki and Keynes", en Sebastiani, M., 1989.

- Feldstein, M. (1974):** "Errors in variables: A consistent estimator with smaller MSE in finite samples", Journal of American Statistical Association, n° 69.
- Ferguson, C.E. & Gould, J.P. (1966):** Teoría Microeconómica, Fondo de Cultura Económica, México, 1975.
- Fine, B. & Murfin, A. (1984):** Macroeconomics and monopoly capitalism, Wheatsheaf Books, Sussex.
- Fitzgerald, E.V.K. (1990):** "Kalecki on financing development: an approach to the macroeconomics of the semi-industrialised economy", Cambridge Journal of Economics, vol. XIV, n° 2.
- Friedman, M. (1966):** Teoría de los Precios, Alianza, Madrid, 1982.
- Fuentes Quintana, E. (1983):** "John Maynard Keynes en España", Papeles de Economía Española, n° XVII.
- Galbraith, J.K. (1967):** El nuevo estado industrial, Ariel, Barcelona, 1984.
- Galbraith, J.K. (1977):** La era de la incertidumbre, Plaza y Janes, Esplugues de Llobregat, 1984.
- Galbraith, J.K. (1987):** Historia de la Economía, Ariel, Barcelona, 1989.
- García, S. et.al. (1994):** "Macromagnitudes básicas a nivel sectorial de la industria española. series históricas", Economía Industrial, MINER, Septiembre-Octubre, 1994.
- Garegnani, P. (1960):** Il capitale nelle teoria della distribuzione, Dott. A. Giuffrè, Milano, 1978.
- Garegnani, P. (1984):** "Value and Distribution in the classical economists and Marx", Oxford Economics Papers, vol. XXXVI, n° 2.
- George, H. (1877-79):** Progreso y pobreza, Cedel, Viladrau, 1978.
- George, H. (1892):** Un Filósofo perplejo, Francisco Beltrán, Madrid, 1923.
- Goodwin, R. (1989):** "Kalecki's Economic Dynamics: a Personal View", en Sebastiani, M., 1989.
- Gil Sanz, A. (1988):** "La empresa pública en un mercado oligopolístico: análisis comparativo de las reglas de precio igual a coste marginal y precio igual a coste medio", Investigaciones Económicas, vol. XII, n° 3.



- Goldberger, A.S. & Duncan, O.D. (1973) eds.:** Structural Equation Models in the Social Sciences, Seminar, New York.
- Gordon, M.J. (1985):** "The postwar growth in monopoly power", Journal of Post Keynesian Economics, vol. VIII, n° 1.
- Granger, C.W.J. (1988):** Causal inference, en The New Palgrave a Dictionary of Economics, The Macmillan Press Limited, London, 1994.
- Gray, A. (1948):** The Development of Economic Doctrine, Longmans Green, London.
- Gregson, T. (1992):** The advantages of LISREL for Accounting Researchers, Accounting Horizons, vol. 6, 1992.
- Grossman, H.I. (1972):** "Was Keynes a 'Keynesian'? A review Article", Journal of Economic Literature, vol. X, n° 1.
- Hamermesh, D.S. & Rees, A. (1984):** Economía del trabajo y los salarios, Alianza Editorial, Madrid.
- Hannah, L. (1976):** The rise of the corporate economy, Richard Clay ltd., Bungay (U.K.), 2ª ed., 1983.
- Harcourt, G.C. (1982):** The Social Science Imperialists, Selected Essays, Routledge & Kegan Paul, London.
- Harrod, R. (1934):** "Doctrines of imperfect competition", Quarterly of Economics, n° 48, may.
- Harrod, R. (1973):** Dinámica económica, Alianza Universidad, Madrid, 1979.
- Harvey, J.T. (1990):** "The determinants of direct foreign investment", Journal of Post Keynesian Economics, vol. XII, n° 2, 1989-90.
- Hayduk, L.A. (1987):** Structural Equation Modeling with LISREL, The Johns Hopkins University Press, Baltimore, 1989.
- Hayek, F.A.V. ( )::** "The Pretence of Knowledge", The American Economic Review, vol. LXXIX, n° 6, 1989.
- Henley, A. (1990):** Wages and Profits in the capitalist economy: the impact of monopolistic power on macroeconomic performance in the U.S.A. and U.K., Edward Elgar, Hants.
- Hicks, J.R. (1939):** Valor y Capital, Fondo de Cultura Económica, México, 1976.
- Hirschman, A.O. (1970):** Salida, voz y lealtad, Fondo de Cultura Económica, México, 1977.

- Hirschman, A.O. (1981):** De la economía a la política y más allá, Fondo de Cultura Económica, México, 1984.
- Hirschman, A.O. (1982):** Interés privado y acción pública, Fondo de Cultura Económica, México, 1986.
- Hirschman, A.O. (1982):** "Rival Interpretations of Market Society: Civilizing, Destructive, or Feeble?", Journal of Economic Literature, vol. XX.
- Hollander, S. (1987):** Classical Economics, Basil Blackwell ltd., Oxford (U.K.), 1987.
- Howard, M.C. (1979):** Modern Theories of income distribution, MacMillan, London.
- Hsiao, Ch. (1976):** "Identification and estimation of simultaneous equation models with measurement error", International Economy Review, n° 17.
- Hsiao, Ch. (1987):** "Identification", en The New Palgrave a Dictionary of Economics, The Macmillan Press Limited, London, 1994.
- Hunt, I. (1983):** "An Obituary or a New Life for The Tendency of the Rate of Profit to Fall", Review of Radical Political Economics, vol. XV, n° 1.
- Instituto Nacional de Estadística (1978-1992):** Encuesta Industrial -de España-, INE artes gráficas, Madrid.
- Instituto Nacional de Estadística (1992):** Contabilidad Nacional de España. Serie Enlazada 1964-1991. Base 1986, INE artes gráficas, Madrid.
- Instituto Tecnológico Geominero de España (1991):** "La Estadística Minera en España. análisis de los procedimientos empleados en su elaboración", Boletín de Información Económico-Minero, n° 22, nov. 1991.
- Jevons, W.S. (1871):** Teoría de la Economía Política, Fondo de Cultura Económica, México.
- Jarsulic, M. (1991):** Growth Cycles in a discrete nonlinear model, Fifth Malvern Political Economy Conference, Great Malvern (U.K.).
- Jeffreys, H. (1967):** Theory of probability, Oxford University Press, London.
- Jöreskog, K. (1969):** "A general approach to confirmatory factor analysis", Psychometrika, n°34.
- Jöreskog, K. (1970):** "A general method for analysis of covariance structures", Biometrika, n° 57.

- Jöreskog, K. & Thillo, M. (1972):** LISREL: A General Computer Program for Estimating a Linear Structural Equation System Involving Multiple Indicators of Unmeasured Variables, Educational Testing Service, Princeton.
- Jöreskog, K. (1973):** "Analysis of covariance structures", en Krishnaiah ed.: Multivariate Analysis III, Academic Press, New York.
- Jöreskog, K. (1977):** "Structural equation models in the social sciences: Specification, estimation and testing", en P.R.Krishnaiah ed.: Applications of Statistics, North-Holland, Amsterdam.
- Jöreskog, K. (1979):** "Author's addendum to: A general approach to confirmatory maximum likelihood factor analysis", en Jöreskog et al.: Advances in Factor Analysis and Structural Equation Models, Abt Books, Cambridge.
- Jöreskog, K. y Sörbom, D. (1988):** LISREL 7: A Guide to the Program and Applications, SPSS Inc, Chicago.
- Jöreskog, K. (1993):** Modelado de ecuaciones estructurales con Lisrel, EUSTAT, Vitoria.
- Jossa, B. (1989):** "Class Struggle and Income Distribution in Kaleckian Theory", Sebastiani, M., 1989.
- Kahn, R.F. (1931):** "The Relation of Home Investment to Unemployment", The Economic Journal.
- Kaldor, N. (1956):** "Alternative Theories of Distribution", Review of Economic Studies, vol. XXIII, 1955-56.
- Kaldor, N. (1989):** "Personal Recollections on Michal Kalecki", en Sebastiani, M., 1989.
- Kalecki, M. (1933):** "A macrodynamic theory of business cycles", Econometrica.
- Kalecki, M. (1933):** "Esquema de una teoría del ciclo económico", en Ensayos escogidos sobre dinámica de la economía capitalista 1933-1970, 1984.
- Kalecki, M. (1933/54):** "Los determinantes de las ganancias", en Ensayos escogidos sobre dinámica de la economía capitalista 1933-1970, 1984.
- Kalecki, M. (1934):** "Sobre el comercio exterior y las 'exportaciones internas'", en Ensayos escogidos sobre dinámica de la economía capitalista 1933-1970, 1984.
- Kalecki, M. (1935):** "El mecanismo del auge económico", en Ensayos escogidos sobre dinámica de la economía capitalista 1933-1970, 1984.

- Kalecki, M. (1937/54):** "El capital de empresa y la inversión", en Ensayos escogidos sobre dinámica de la economía capitalista 1933-1970, 1984.
- Kalecki, M. (1938/54):** "Distribución del ingreso nacional", en Ensayos escogidos sobre dinámica de la economía capitalista 1933-1970, 1984.
- Kalecki, M. (1939/54):** "Determinación del ingreso nacional y del consumo", en Ensayos escogidos sobre dinámica de la economía capitalista 1933-1970, 1984.
- Kalecki, M. (1943/54):** "Costos y precios", en Ensayos escogidos sobre dinámica de la economía capitalista 1933-1970, 1984.
- Kalecki, M. (1943/54):** "Determinantes de la inversión", en Ensayos escogidos sobre dinámica de la economía capitalista 1933-1970, 1984.
- Kalecki, M. (1943/54):** "El ciclo económico", en Ensayos escogidos sobre dinámica de la economía capitalista 1933-1970, 1984.
- Kalecki, M. (1943):** "Aspectos políticos de la ocupación plena", en Ensayos escogidos sobre dinámica de la economía capitalista 1933-1970, 1984.
- Kalecki, M. (1944):** "¿Qué es la inflación?", Moneda y Crédito, n° 11.
- Kalecki, M. (1954):** Teoría de la dinámica económica, Fondo de Cultura Económica, México, 1973.
- Kalecki, M. (1967):** "El problema de la demanda efectiva en Tugan-Baranovski y Rosa Luxemburgo", en Ensayos escogidos sobre dinámica de la economía capitalista 1933-1970, 1984.
- Kalecki, M. (1968):** "Tendencia y ciclo económico", en Ensayos escogidos sobre dinámica de la economía capitalista 1933-1970, 1984.
- Kalecki, M. (1971):** "La lucha de clases y la distribución del ingreso nacional", en Ensayos escogidos sobre dinámica de la economía capitalista 1933-1970, 1984.
- Kalecki, M. (1971):** Ensayos escogidos sobre dinámica de la economía capitalista 1933-1970, Fondo de Cultura Económica, México, 1984.
- Kalecki, M. (1976):** Ensayos sobre las economías en vías de desarrollo, Editorial Crítica, Barcelona, 1980.
- Katouzian, H. (1980):** Ideología y método en economía, H. Blume, Madrid, 1982.

- Keesling, W. (1972):** "Maximum likelihood approaches to causal flow analysis", Tesis Doctoral, University of Chicago.
- Keynes, J.M. (1919):** Las Consecuencias Económicas de la Paz, Editorial Crítica, Barcelona, 1987.
- Keynes, J.M. (1936):** Teoría General de la ocupación, el interés y el dinero, Fondo de Cultura Económica, México, 1981.
- Keynes, J.M. (1972):** Ensayos de Persuasión, Editorial Crítica, Barcelona, 1988.
- Khan, H.A. & Thorbecke, E. (1989):** Macroeconomic Effects of Technology Choice: Multiplier and Structural Path Analysis Within a SAM Framework, Journal of Policy Modeling, vol. 11, 1989.
- Kliman, A.J. (1988):** "The Profit Rate Under Continuous Technological Change", Review of Radical Political Economics, vol. XX, n° 2 y 3.
- Kowalik, T. (1966):** "Biography of Michal Kalecki", en Problems of Economics Dynamics and Planning, 1966.
- Kowalik, T. et al. (1966):** Problems of Economic Dynamics and Planning, Essays in Honour of Michal Kalecki, Pergamon Press Ltd., Oxford, 1966.
- Kravis, I.B. (1984):** "Comparative Studies of National Incomes and Prices", Journal of Economic Literature, vol. XXII.
- Kregel, J.A. (1989):** "Savings, Investment and Finance in Kalecki's Theory", en Sebastiani, M., 1989.
- Kriesler, P. (1988):** "Kalecki's pricing theory revisited", Journal of Post Keynesian Economics, vol. XI, n° 1.
- Kriesler, P. (1989):** "Methodological Implications of Kalecki's Microfoundations", en Sebastiani, M., 1989.
- Krzanowski, W.J. ed. (1995):** Recent Advances in Descriptive Multivariate Analysis, Oxford University Press, Oxford.
- Laibman, D. (1982):** "Technical change the real wage and the rate of exploitation", Review of Radical Political Economics, vol. XIV, n° 2.
- Lange, O. (1941):** "Review of Kalecki's Essays on the Theory of Economic Fluctuations", Journal of Political Economy, 49 (2).
- Lange, O. (1959):** Economía Política, Fondo de Cultura Económica, México, 1987, 2 vols..

- Lawley, D. y Maxwell, A. (1971):** Factor Analysis as a Statistical Method, American Elseiver, New York.
- Lee, F.S. (1985):** "Kalecki pricing theory: two comments", Journal of Post Keynesian Economics, vol. VIII, n° 1.
- Lee, S.Y. y Bentler, P.M. (1980):** "Some asymptotic properties of constrained generalized least squares estimation in covariance structure models", South African Statistics, n°14.
- Leijonhufvud, A. ( )::** Análisis de Keynes y de la economía keynesiana. Un estudio de teoría monetaria, Vicens-Vives, Barcelona, 1976.
- Leontief, W. (1966):** Ensayos sobre economía, Ariel, Barcelona, 1980.
- Leamer, E. (1987):** "Specification problems in econometrics", en The New Palgrave a Dictionary of Economics, The Macmillan Press Limited, London, 1994.
- Lerner, A.P. (1934):** "The concept of Monopoly and the measurement of monopoly power", Review of Economic Studies, n° 1, 1933-34.
- Lim, R.S.K. (1990):** "Keynes's long-period theory of employment: the evidence against", The Manchester School, vol. LVIII, n° 1.
- Lippit, V.D. (1985):** "The Concept of the Surplus in Economic Development", Review of Radical Political Economics, vol. XVII, n° 1 y 2.
- List, F. (1841):** Sistema Nacional de Economía Política, Aguilar, Madrid, 1955.
- Long, J.S. (1989a):** "Confirmatory Factor Analysis: A Preface to LISREL", en: Factor Analysis & Related Techniques, Editado por Lewis-Beck, Sage Publications Toppan Publishing, London, 1994.
- Long, J.S. (1989b):** "Covariance Structure Models: A Preface to LISREL", en: Factor Analysis & Related Techniques, Editado por Lewis-Beck, Sage Publications Toppan Publishing, London, 1994.
- Lozano, E. & Segura, J. (1974):** "La crisis de la teoría neoclásica de la distribución", Investigación Comercial Española, n° 488.
- Luxemburg, R. (1899/1919):** Obras Escogidas, Editorial Ayuso, Madrid, 1978, 2 vols..
- Malinvaud, E. (1984):** Paro masivo, Antoni Bosch, Barcelona, 1985.

- Malthus, T.R. (1820):** Principios de Economía política, Fondo de Cultura Económica, México, 1946.
- Malthus, T.R. (1798/1807):** Ensayo sobre el principio de la población, Fondo de Cultura Económica, México, 1951.
- Mandel, E. (1964):** Introducción a la teoría económica marxista, Serie popular Era, México, 1976.
- Mansfield, E. ed. (1964):** Monopoly Power and Economic Performance: An introduction to a current issue of public policy, W.W. Norton & Company Inc., New York.
- Mardia, K.V. (1980):** "Test of Univariate and Multivariate Normality", en Krishnaiah, P.: Handbook of Statistics, vol. 1, North-Holland.
- Marris, R. (1984):** "Comparing the incomes of nations: A critique of the International Comparison Project", Journal of Economic Literature, vol. XXII.
- Marshall, A. (1890):** Principios de Economía, Aguilar, Madrid, 1954.
- Martín-Guzmán, M.P.; Martín Pliego, F.J.; Cea, F.; Cancelo, J.R. y Uriz, P. (1985):** Curso Básico de Estadística Económica, Editorial AC, Madrid, 1987.
- Martín-Guzmán, M.P. (1987):** "Evaluación de políticas con modelos econométricos", en Homenaje al Profesor Gonzalo Arnaiz Vellando, I.N.E., 1987.
- Martínez Alíer, J. (1989):** "Economía y Ecología: Cuestiones Fundamentales", Pensamiento Iberoamericano.
- Marx, K. & Engels, F. (1857/58):** Grundrisse, Fondo de Cultura Económica, México, 1985.
- Marx, K. (1862/63):** Theories of Surplus Value, Progress Publishers, Moscow, 1963-71, vols. I-III.
- Marx, K. (1867/85/94):** El Capital. Crítica a la Economía Política, Fondo de Cultura Económica, México, 1982, 3 vols..
- Meacci, F. (1989):** "The Principle of Increasing Risk Versus the Marginal Efficiency of Capital", en Sebastiani, M., 1989.
- Meltzer, A.H. (1981):** "Keynes's General Theory: A Different Perspective", Journal of Economic Literature, vol. XIX.
- Mill, J.S. (1848):** Principios de Economía Política con algunas de sus aplicaciones a la Filosofía social, Fondo de Cultura Económica, México, 1951.

- Ministerio de Economía y Hacienda (1991):** Economía Española: Series Históricas, Apuntes y Documentos Económicos, D.G. de Previsión y Coyuntura, Madrid.
- M.I.N.E.R. (1981-93):** Informe Anual Sobre la Industria Española, Secretaría General Técnica del Ministerio de Industria y Energía, Madrid.
- M.I.N.E.R. (1980):** "Los coeficientes de capital de la industria española", Ministerio de Industria y Energía, Serie documentación n°6, Madrid.
- M.I.N.E.R. (1981-86):** Estadística Minera de España, Ministerio de Industria y Energía, Madrid, diversos años.
- Mitchell, W.F. (1991):** "The Role of Econometrics in a Post Keynesian Research Programme, Fifth Malvern Political Economy Conference, Great Malvern (U.K.).
- Mohtadi, H. (1988):** "Growth-distribution trade-offs: the role of capacity utilisation", Cambridge Journal of Economics, vol. XII, n° 4.
- Monfort, A. (1978):** "First-order identification in linear models", Journal of Econometrics, 7.
- Morgan, T. (1946):** "A mesure of monopoly in selling", Quarterly Journal of Economics, n° 60, 1945-46.
- Morishima, M. (1973):** La teoría económica de Marx. Una teoría dual del valor y el crecimiento, Tecnos, Madrid, 1977.
- Morishima, M. (1989):** Ricardo's Economics: A general equilibrium theory of distribution and growth, Cambridge University Press, Cambridge, 1990.
- Mott, T. (1991):** In what sense does monopoly capital require monopoly? An essay on the contribution of Kalecki and Steindl, Fifth Malvern Political Economy Conference, Great Malvern (U.K.).
- Muñoz del Bustillo, R. (1985):** "Una nota sobre los cambios en la distribución funcional de la renta", Moneda y Crédito, n° 173.
- Myatt, A. (1986):** "On the non-existence of a natural rate of unemployment and kaleckian micro underpinnings to the Phillips curve", Journal of Post Keynesian Economics, vol. VIII, n° 3.
- Myint, H. (1946):** "El punto de vista clásico sobre los problemas económicos", reproducido en Spengler, J.J. & Allen, W.R., 1971.



- Myrdal, G. (1970):** Reto a la pobreza, Ariel, Barcelona, 1973.
- Mueller, R. (1996):** Basic Principles of Structural Equation Modeling: An introduction to LISREL and EQS, Springer-Verlag, New York.
- Needham, D. (1969):** Economic Analysis and Industrial Structure, Holt, Rinehart and Winston, London, 1972.
- Naredo, J.M. (1987):** La economía en evolución. Historia y perspectivas de las categorías básicas del pensamiento económico, siglo XXI, Madrid.
- Nell, E. (1989):** "The Rate of Profit in Kalecki's Theory", en Sebastiani, M., 1989.
- Newbold, P. (1997):** "Estadística para los Negocios y la Economía", Prentice Hall, Reino Unido.
- Newman, P. & Vassilakis, S. (1988):** "Sraffa and imperfect competition", Cambridge Journal of Economics, vol. XII, n° 1.
- Nicolini, J.L. (1985):** "The degree of monopoly, the macroeconomic balance and the international current account: the adjustment to the oil shocks", Cambridge Journal of Economics, n° 9.
- Nuti, D.M. (1986):** "Michal Kalecki's contribution to the theory and practice of socialist planning", Cambridge Journal of Economics, n° 10.
- Nuti, D.M. (1989):** "Michal Kalecki's Contributions to the Theory and Practice of Socialist Planning", en Sebastiani, M., 1989.
- Ocampo, J.A. ed. (1988):** Economía postkeynesiana, Fondo de Cultura Económica, México.
- Osiatynski, J. (1979):** "Michal Kalecki's theory of income distribution", Oeconomica Polona, n° 3.
- Paladini, R. (1989):** "Kalecki and Fiscal Policy", en Sebastiani, M., 1989.
- Papandreou, A.G. (1949):** "Market Structure and Monopoly Power", American Economic Review.
- Parijs, P.V. (1980):** "The Falling-Rate-of-Profit Theory of Crisis: A Rational Reconstruction by way of Obituary", The Review of Radical Political Economics, vol. XII, n° 1.

- Parsley, C.J. (1980):** "Labor Union Effects on Wage Gains: survey of recent literature", Journal of Economic Literature, vol. XVIII.
- Pasinetti, L.L. (1962):** "Rate of Profit and Income Distribution in Relation to the Rate of Economic Growth", Review of Economic Studies, vol. XXIX.
- Pasinetti, L.L. (1974):** Crecimiento económico y distribución de la renta, Alianza Universidad, Madrid, 1983.
- Pasinetti, L.L. (1988):** "Sraffa on income distribution" Cambridge Journal of Economics, vol. XII, nº 1.
- Patinkin, D. (1989):** "Michal Kalecki and the General Theory", en Sebastiani, M., 1989.
- Peña, D. (1986):** Estadística: Modelos y métodos: 1.Fundamentos. Alianza Universidad Textos, Madrid.
- Peña, D. (1987):** Estadística: Modelos y métodos: 2.Modelos lineales y series temporales, Alianza Universidad Textos, Madrid.
- Pérez García, F. & Jiménez Raneda, I. (1977):** Teoría económica heterodoxa: Introducción al enfoque reproductivo: Ricardo y Marx, Oikos-tau, Barcelona.
- Pettengill, J.S. (1981):** "Firearms and the Distribution of Income: A Neo-Classical Model", The Review of Radical Political Economics, vol. XIII, nº 2.
- Ping, R. (1995):** "A Parsimonious Estimating Technique for Interaction and Quadratic Latent Variables", Journal of Marketing Research, vol. XXXII, August.
- PRISA (1993):** Anuario de Economía y Finanzas 1993, Madrid.
- Pulido, A. (1989):** "Modelos Econométricos", Ed. Pirámide, Madrid
- Pulido, A. (1995):** "Economía para entender", Ed. Pirámide, Madrid.
- Reati, A. (1986):** "The rate of profit and the organic composition of capital in West German Industry from 1960 to 1981", Review of Radical Political Economics, vol. XVIII, nº 1 y 2.
- Resnick, S. & Wolff, R. (1988):** "Radical Differences Among Radical Theories", Review of Radical Political Economics, vol. XX, nº 2 y 3.
- Revilla, P. (1994):** "La modernización de las Estadísticas Industriales: hacia un sistema integrado de encuestas", Revista de Economía Industrial, MINER, Septiembre-Octubre, 1994.

- Reynolds, P.J. (1983):** "Kalecki's degree of monopoly", Journal of Post Keynesian Economics, vol. V, n° 3.
- Reynolds, P.J. (1987):** Political economy: A synthesis of kaleckian and post keynesian economics, Wheatsheaf Books, Sussex (U.K.).
- Reynolds, P.J. (1987):** "Wage rises and income distribution: a note", The Manchester School, n° 1.
- Ricardo, D. (1817):** Principios de economía política y tributación, Fondo de Cultura Económica, México, 1973.
- Richardson, D.R. (1986):** "Asimakopulos on Kalecki and Keynes on finance, investment and saving", Cambridge Journal of Economics, n° X.
- Robinson, J. (1933):** Economía de la competencia imperfecta, Ediciones Martínez Roca, Barcelona, 1973.
- Robinson, J. (1956):** La acumulación de capital, Fondo de Cultura Económica, México, 1976.
- Robinson, J. (1965):** Ensayos críticos, Ediciones Orbis, Barcelona, 1984.
- Robinson, J. (1971):** Herejías Económicas, Ariel, Esplugues de Llobregat, 1976.
- Robinson, J. (1971):** "Michal Kalecki", Cambridge Review, 1971.
- Robinson, J. (1973):** La segunda crisis del pensamiento económico, Editorial Actual, Madrid.
- Robinson, J. (1974):** Introducción a Kalecki, M.: Ensayos sobre las economías en vías en desarrollo, 1980.
- Robinson, P.M. (1974):** "Identification, estimation and large-sample theory for regressions containing unobservable variables", International Economy Review, n° 15.
- Rothschild, K.W. (1942):** "The degree of monopoly", Económica, vol. IX, n° 33.
- Sancho, M.R. et al (1994):** "Evolución de la Estructura Sectorial de la industria española 1980-1993", Economía Industrial, n° 295.
- Sardoni, C. (1989):** "Some Aspects of Kalecki's Theory of Profits: its Relationship to Marx's Schemes of Reproduction", en Sebastiani, M., 1989.

- Sawyer, M.C. (1982):** Macro-Economics in question. The keynesian-monetarist orthodoxies and the kaleckian alternative, Wheatsheaf Books, Sussex, 1984.
- Sawyer, M.C. (1985):** The economics of Michal Kalecki, MacMillan, London.
- Sawyer, M.C. (1989):** Kalecki's Economics and Explanations of the Economics Crisis", en Sebastiani, M., 1989.
- Scitovsky, T. (1984):** "Lerner's Contribution to Economics", Journal of Economic Literature, vol. XXII.
- Schumpeter, J.A. (1947):** Capitalismo, Socialismo y Democracia, Aguilar, Madrid, 1968.
- Schumpeter, J.A. (1910-50):** Diez grandes economistas: de Marx a Keynes, Alianza Editorial, Madrid, 1983.
- Schumpeter, J.A. (1951):** Ensayos, Oikos-tau, Barcelona, 1968.
- Schumpeter, J.A. (1954):** Historia del análisis económico, Ariel, Barcelona, 1982.
- Sebastian, C. (1978):** "Modelos macroeconómicos de raíz kaleckiana", Investigaciones Económicas, nº 6.
- Sebastiani, M. ed. (1989):** Kalecki relevance today, St. Martin's Press, New York.
- Segura et al (1989):** La industria española en la crisis 1978/1984, Alianza Editorial, Madrid.
- Segura et al (1992):** "La industria española: evolución y perspectivas", Papeles de Economía, nº 50.
- Shackle, G.L.S. (1966):** The Nature of Economic Thought, Cambridge University Press, London.
- Shackle, G.L.S. (1973):** El inquiridor económico, Alianza Editorial, Madrid, 1977.
- Sherman, H.J. (1988):** "Profit squeeze in Marx, Keynes, Mitchell and Kalecki", Review of Radical Political Economics, vol. XX, nº 2 y 3.
- Simon, H.A. (1977):** Causes and possible worlds, en Simon: Models of Discovery, Reidel, Dordrecht.
- Simon, H.A. (1988):** Causality in economics models, en The New Palgrave a Dictionary of Economics, The Macmillan Press Limited, London, 1994.
- Skouras, A. (1980):** "Kalecki's theory of profits", Journal of Post Keynesian Economics, vol. II, nº 3.

- Smith, A. (1759):** Teoría de los sentimientos morales, El Colegio de México, México, 1941.
- Smith, A. (1776):** Investigación sobre la naturaleza y causas de la riqueza de las naciones, Fondo de Cultura Económica, México, 1981.
- Sörbom, D. (1974):** "A general method for studying differences in factor means and factor structure between groups", British Journal of Mathematical and Statistical Psychology, n° 27.
- Sordi, S. (1989):** "Some Notes on the Second Version of Kalecki's Business-cycle Theory", en Sebastiani, M., 1989.
- Spanos, A. (1986):** "Statistical foundations of econometric modelling", Cambridge University Press, Reino Unido.
- Spencer, H. (1884):** El Hombre contra el Estado, Aguilar, Buenos Aires.
- Spengler, J.J. y Allen, W.R. (1971):** El pensamiento económico de Aristoteles a Marshall, Editorial Tecnos, Madrid.
- Spiegel, H.W. (1983):** El desarrollo del pensamiento económico, Ediciones Omega, Barcelona, 1984.
- Sraffa, P. (1926):** "Las Leyes de los rendimientos en condiciones de competencia", El Trimestre Económico, vol. IX, n° 34, 1942.
- Sraffa, P. ed. (1951):** The Works and Correspondence of David Ricardo, Cambridge University Press, London, 1951, 10 vols..
- Sraffa, P. (1960):** Producción de mercancías por medio de mercancías, Oikos-tau, Barcelona, 1975.
- Steedman, I. (1991):** Question for Kaleckians, Fifth Malvern Political Economy Conference, Great Malvern (U.K.).
- Steindl, J. (1981):** "A personal portrait of Michal Kalecki", Journal of Post Keynesian Economics, vol. III, n° 4.
- Steindl, J. (1989):** "Reflections on Kalecki's Dynamics", en Sebastiani, M., 1989.
- Sweezy, P.M. (1942):** Teoría del desarrollo capitalista, Fondo de Cultura Económica, México, 1974.
- Sylos-Labini, P. (1979):** "Prices and income distribution in manufacturing industry", Journal of Post Keynesian Economics, vol. II, n° 1.

- Sylos-Labini, P. (1988):** Las fuerzas del desarrollo y el declive, Oikos-tau, Barcelona.
- Szumski, J.S. (1989):** "the transformation problem solved?" Cambridge Journal of Economics, vol. XIII, n° 3.
- Trigg, A. B. (1994):** "On the relationship between Kalecki and the Kaleckians", Journal of Postkeynesian Economics, vol. 17, n° 1.
- Torr, C. (1991):** The inclusive and exclusive roles of user cost in the derivation of Keynes's aggregate supply function, Fifth Malvern Political Economy Conference, Great Malvern (U.K.).
- Torrón, R. (1997):** "El Análisis de Sistemas", Isdefe, Madrid.
- Tucker, L.R. (1966):** "Some mathematical notes on three-mode factor analysis", Psychometrica, n° 31.
- Tukey, J.W. (1954):** "Causation, regression, and path analysis" en Kempthorne et al. ed.: Statistics and Mathematics in Biology, Iowa State University Press, Ames.
- Uriel, E. (1995):** Análisis de datos: Series temporales y Análisis multivariante, Editorial AC, Madrid.
- Veblen, T. (1899):** Teoría de la clase ociosa, Ediciones Orbis, Barcelona, 1987.
- Veblen, T. (1919):** The Place of Science in Modern Civilization, Transaction Publishers, London, 1990.
- Vegara, J.M. (1982):** Lecturas sobre economía política marxista contemporánea, Antoni Bosch, Barcelona.
- Vianello, F. (1989):** "Effective Demand and the Rate of Profits: Some Thoughts on Marx, Kalecki and Sraffa", Sebastiani, M., 1989.
- Viner, J. (1927):** "Adam Smith y el <<Laissez Faire>>", Spengler, J.J. & Allen, W.R., 1971.
- Visauta, B. (1986):** Técnicas de investigación social: Modelos Causales, Editorial Hispano Europea, Barcelona.
- Wang, Sh. (1991):** "The relation between Firm Size and Effective Tax Rates: A Test of Firms' Political Success", Accounting Review, vol. 66, 1991.
- Webber, M.J. & Rigby, D.L. (1986):** "The Rate of Profit in Canadian Manufacturing, 1950-1981", Review of Radical Political Economics, vol. XVIII, n° 1 y 2.

- Weber, M. (1904):** The protestant Ethic and the Spirit of Capitalism, Allen and Unwin, London, 1930.
- Weisskopf, T.E. (1988):** "An Analysis of Profitability Changes in Eight Capitalist Economics", Review of Radical Political Economics, vol. XX, n° 2 y 3.
- Weldon, J.C. (1988):** "The Classical Theory of Distribution", en Asimakopulos, A., 1988.
- Wiley, D.E. (1973):** "The identification problem for structural equation models with unmeasured variables", en Goldberger & Duncan eds.: Structural Equation Models in the Social Sciences, Seminar, New York.
- Wolff, E.N. (1986):** "The Productivity Slowdown and the Fall in the U.S. Rate of Profit, 1947-76", Review of Radical Political Economics, vol. XVIII, n° 1 y 2.
- Wright, S. (1934):** "The method of path coefficients", Annals of Mathematical Statistics, n° 5.
- Zarnowitz, V. (1985):** "Recent Work on Business Cycles in Historical Perspective: A Review of theories and Evidence", Journal of Economic Literature, vol. XXIII.
- Zellner, A. (1988):** "Causality and Causal Laws in Economics", Journal of Econometrics, n° 39.

## GLOSARIO DE TÉRMINOS

**Análisis factorial confirmatorio:** es lo mismo que modelo de medida.

**Análisis factorial exploratorio:** pretende la reducción de la dimensión del número de variables, planteando un modelo en que las variables observables son una combinación lineal de unos factores comunes y unos factores únicos.

**Carga factorial:** es el coeficiente de ajuste entre una variable observable -dependiente- y una no observable -independiente-.

**CFI:** Índice de ajuste comparativo.

**COEVAR:** coeficiente de variación de la producción bruta sectorial considerando las cinco clases de tamaños de los establecimientos.

**CONCO:** relación entre costes de personal y consumos intermedios en materias primas y energía.

**COSER:** relación de los gastos en servicios respecto a la producción.

**DISTRI:** cociente entre excedente bruto de explotación y costes de personal.

**F1:** factor de estructura sectorial

**F2:** factor de distribución sectorial

**F3:** factor decisiones de inversión

**Factor:** es el factor común en el análisis factorial clásico.

**Factor decisiones de inversión:** representa la parte del excedente, presente o futuro, que los propietarios o sus gestores deciden dedicar a renovar o ampliar las instalaciones de la empresa en un momento dado.

**Factor distribución sectorial:** recoge el conjunto de indicadores relacionados con el reparto de la producción entre trabajadores y propietarios de los bienes de capital.

**Factor estructura sectorial:** contempla algunas de las peculiaridades de cada sector referidas al volumen de gasto publicitario, nivel de contratación de servicios e importancia de los trabajadores de fabrica en el empleo total.

**Grado de monopolio:** condiciones imperantes en el mercado o sector, en general alejadas de la competencia



perfecta.

**Indice de ajuste comparativo:** medida de bondad del ajuste que tiene la expresión:

$$CFI = | [(\chi_o^2 - df_o) - (\chi_k^2 - df_k)] / (\chi_o^2 - df_o) |$$

donde  $df_o$  son los grados de libertad del modelo nulo,  $df_k$  los grados de libertad del modelo propuesto,  $\chi_o^2$  el valor del estadístico para el modelo nulo y  $\chi_k^2$  es el valor para el modelo propuesto. CFI tiene su rango de variación entre 0 y 1; suponiéndose un buen ajuste cuando su valor es mayor que 0,9.

**INVEX:** tanto por uno del excedente bruto de explotación que se dedica a la formación bruta de capital fijo.

**INVPRO:** relación entre la formación bruta de capital fijo y la producción bruta.

**Margen:** Sobreprecio aplicado a los costes medios variables. Es una manifestación del grado de monopolio.

**Modelización causal:** conjunto de técnicas de análisis multivariante diseñadas para seleccionar las variables que son determinantes potenciales de unos efectos, y a partir de esta selección aislar las aportaciones de cada variable -causa- en el efecto total

**Modelo de Medida:** aquel que mide las relaciones entre todas las variables del modelo. Es decir halla las estimaciones de todos los parámetros.

**Modelo de Estructuras de Covarianza:** partiendo del modelo de medida comprueba las relaciones causales establecidas entre los factores. Es

**Modelo recursivo:** aquel que no tiene relaciones de reciprocidad entre las variables -covariación-.

**Modelo no recursivo:** aquel que tiene relaciones de reciprocidad entre las variables.

**OBROC:** tanto por uno de los ocupados que son obreros.

**Parámetro:** coeficientes, varianzas y covarianzas que son objeto de estimación en un modelo.

**PUBPV:** proporción de los gastos publicitarios sobre el total de la producción destinada a la venta.

**Relación Causal:** la que se establece entre variables de un modelo o teoría. Para autores como Simon esta relación debe ser asimétrica: una variable es causa de otra.

**SALSU:** relación entre salarios -percepciones de los obreros- y sueldos -percepciones del resto de empleados-

**Términos de error:** son los factores únicos del análisis factorial clásico.

**TINV:** tasa de variación de la formación bruta de capital fijo.

**TPROD:** tasa de variación de la productividad aparente por trabajador. La productividad aparente es el cociente entre valor añadido y número de ocupados.

**Variables latentes:** son variables no observables directamente o, en terminología del análisis factorial, factores.

Reunido el Tribunal que suscribe  
de la fecha, acordó ~~la~~ ~~revisión~~ ~~de~~  
Doctoral con la cen **Apta** "unánimemente" por unanimidad.

Madrid, 18-2-1898

J. Ruiz

[Signature]

[Signature]

[Signature]

[Signature]

